

EL PAPEL DE LA TASA DE INTERÉS REAL EN EL CICLO ECONÓMICO DE MÉXICO*

*Arturo Antón y Alan Villegas***

RESUMEN

Este artículo presenta un modelo de economía pequeña y abierta para estudiar la importancia de los choques a la tasa de interés real en México. La tasa de interés se descompone en dos términos: la tasa de interés internacional y la prima de riesgo país. Las simulaciones muestran que el modelo con prima de riesgo país endógena es capaz de explicar varios hechos estilizados del ciclo económico. El análisis contrafactual sugiere que la eliminación de los choques a la tasa de interés real reduciría la volatilidad del PIB en alrededor de una tercera parte, debido principalmente a la eliminación de los choques a la prima de riesgo país. En ausencia de dichos choques, las caídas del componente cíclico del PIB y del consumo durante la recesión de 1994-1995 habrían sido sólo de 2 y 4.5%, en contraste con las caídas de 12 y 16% observadas en los datos.

ABSTRACT

This paper presents a small open economy model to study the role of real interest rate shocks in Mexico. The interest rate is divided in two terms: an international rate and a country risk premia. Simulations show that the

* *Palabras clave:* riesgo país, crisis del Tequila, ciclos económicos de economías emergentes. *Clasificación JEL:* E32, F32, F41. Artículo recibido el 15 de marzo y aceptado el 15 de noviembre de 2012. Agradecemos los valiosos comentarios de Carlos Montoro y un dictaminador anónimo de EL TRIMESTRE ECONÓMICO, quienes ayudaron a mejorar el documento.

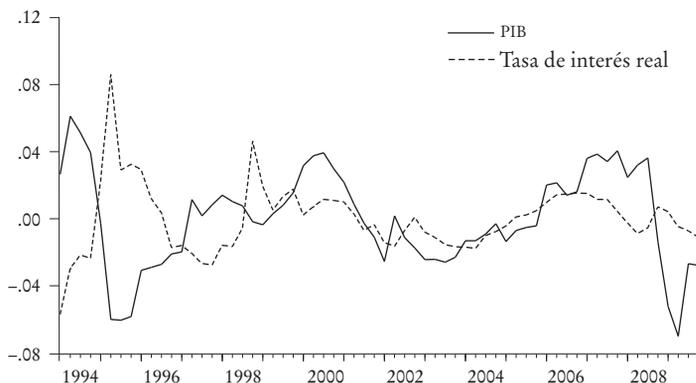
** A. Antón, División de Economía, Centro de Investigación y Docencia Económicas (correo electrónico: arturo.anton@cide.edu). A. Villegas, Representative Office for the Americas, Bank for International Settlements (correo electrónico: Alan.Villegas@bis.org).

model with endogenous risk premia is able to explain several stylized facts at business cycle frequencies. Counterfactual analysis suggests that output volatility could be lowered by approximately 30 percent if interest rate shocks are eliminated, especially due to its country risk premia component. In the absence of such shocks, cyclical output and consumption would have fallen by 2 and 4.5 percent during the 1994-1995 recession, in sharp contrast with the falls of 12 and 16 percent observed in the data.

INTRODUCCIÓN

El costo de endeudamiento en los mercados financieros internacionales está estrechamente vinculado al ciclo económico de las economías emergentes. En promedio, periodos recesivos se acompañan por tasas de interés reales altas, mientras que las expansiones económicas se asocian a bajas tasas de interés.¹ En el caso particular de México, ésta no es la excepción. Como se puede apreciar en la gráfica 1, la recesión de 1994-1995 es un claro ejemplo de ello.²

GRÁFICA 1. México: Componentes cíclicos del PIB y de la tasa de interés real



FUENTE: Elaboración propia con base en datos de INEGI, la Reserva Federal de los Estados Unidos y Bloomberg.

El objetivo de este trabajo es evaluar la importancia de los choques a la tasa de interés en el ciclo económico de México. Para tal efecto se presenta una aplicación del modelo neoclásico, dinámico y estocástico para una economía pequeña y abierta de Neumeyer y Perri (2005). En el modelo, las

¹ Véase la prueba empírica al respecto en Neumeyer y Perri (2005) y Uribe y Yue (2006).

² La correlación entre el PIB y la tasa de interés para toda la muestra de la gráfica 1 es de -0.26 .

empresas tienen que pagar sus costos laborales antes de que la producción se lleve a cabo, por lo cual dichos costos deben cubrirse mediante capital de trabajo. Esto hace que la demanda de trabajo dependa negativamente de la tasa de interés, para un salario dado. Si la oferta de trabajo es a su vez independiente de la tasa de interés, el nivel de trabajo en equilibrio debe reducirse ante incrementos en la tasa de interés. Para un nivel de capital relativamente estable (como es el caso común en frecuencias de ciclos económicos), la disminución en trabajo se traduce en reducciones de producción. De esta manera, se genera el mecanismo de transmisión por el cual los choques a la tasa de interés afectan negativamente al PIB.

En el modelo la tasa de interés que los agentes nacionales enfrentan en los mercados internacionales está compuesta de dos partes: una tasa de interés internacional y una prima de riesgo país. Debido a que se trata de una economía pequeña y abierta, la tasa de interés internacional se supone exógena. Sin embargo, para el caso de la prima de riesgo se considera dos especificaciones distintas. En la primera, la prima de riesgo es exógena. La motivación para dicha especificación es que el riesgo país se supone independiente de las condiciones económicas nacionales (por ejemplo, el caso de efectos de contagio en los mercados financieros internacionales). Según la segunda especificación, la prima de riesgo depende negativamente de choques a los fundamentales de la economía nacional (en este caso, choques a la productividad). La idea detrás de esta especificación se basa en los modelos de *default* con mercados incompletos, como en Eaton y Gersovitz (1981) y Arellano (2008). En dicho contexto, un choque favorable en la productividad disminuye la probabilidad de que la economía nacional incurra en *default*, lo cual se refleja en una prima menor de riesgo país.

El modelo con las dos especificaciones para la prima de riesgo país se calibra utilizando datos de la economía mexicana para el periodo 1994-2009, debido a que los datos de la prima de riesgo sólo están disponibles a partir de 1994. Luego, el modelo se simula para comparar las propiedades cíclicas de la economía artificial con las observadas en los datos. Los resultados sugieren que el modelo con prima de riesgo endógena permite una mejor caracterización de varios “hechos estilizados” del ciclo económico en México, tales como una volatilidad del consumo superior a la de la producción, así como exportaciones netas y tasa de interés real contracíclicas.³

³ Cabe señalar que estos hechos estilizados no se pueden reproducir en versiones previas de modelos de economías pequeñas y abiertas, como Mendoza (1991) y Correia *et al* (1995). Por otra parte, los

Una vez caracterizada la mejor especificación del modelo, se realiza una serie de ejercicios contrafactuales para evaluar la importancia de los choques a la tasa de interés en el ciclo económico de México. En la primera serie de ejercicios se analiza el efecto que tendría en la volatilidad del PIB una hipotética eliminación de las fluctuaciones en la tasa de interés. En este caso los resultados sugieren que la volatilidad del componente cíclico del PIB podría disminuir en una tercera parte, aproximadamente. Para dimensionar la importancia de este resultado, cabe señalar que la volatilidad del PIB en México con frecuencias de ciclos económicos es poco más del doble en comparación con la registrada en economías desarrolladas (véase, por ejemplo, Neumeyer y Perri, 2005). De esta reducción, los choques a la prima de riesgo país son fundamentales: la eliminación de dichos choques contribuiría a reducir la volatilidad del PIB de México en 26%. En contraste, la ausencia de choques a la tasa de interés internacional reduciría la volatilidad del PIB en sólo 4 por ciento.

El segundo ejercicio contrafactual consiste en utilizar las reglas de decisión del modelo y la serie de tasa de interés internacional observada en los datos para evaluar cuál habría sido el comportamiento de las variables macroeconómicas durante la recesión de 1994-1995 en México, en ausencia de choques a la prima de riesgo. Ese periodo es de particular interés, dada la excepcional caída en el PIB y los altos niveles históricos de 1 500 puntos base que alcanzó la prima de riesgo país durante el segundo trimestre de 1995.⁴ En este escenario, el modelo sugiere que las caídas en el PIB y en consumo habrían sido mucho más modestas. En particular, en ausencia de choques a la prima de riesgo la caída en los componentes cíclicos del PIB y consumo habrían sido de sólo 2 y 4.5%, respectivamente, en contraste con las caídas de 12 y 16% observadas en los datos. Este resultado sugiere que el incremento en la prima de riesgo país inducido por fundamentales internos desfavorables en 1994-1995 pudo haber desempeñado un papel decisivo como mecanismo de amplificación de los choques durante dicha recesión. De manera similar, este ejercicio se aplica para la recesión de 2008-2009 en México. En este caso, el ejercicio contrafactual no arroja una dinámica distinta del escenario base, lo cual sugiere que las fluctuaciones en la prima de riesgo no tuvieron un papel preponderante durante esta recesión.

hechos estilizados mencionados líneas arriba no son exclusivos de México sino de las economías emergentes en general. Al respecto, véase Aguiar y Gopinath (2007) y Neumeyer y Perri (2005). Véase un análisis general de la caracterización del ciclo económico en México en Cuadra (2008).

⁴ Como referencia, la prima de riesgo país en México (medida por el *Emerging Markets Bond Index* de J. P. Morgan) para el periodo 1994-2009 fue de 3.9 puntos porcentuales en promedio.

Existe una serie de estudios recientes en la bibliografía que asignan un papel importante de las fricciones financieras para explicar ciertos “hechos estilizados” en países emergentes (véase, por ejemplo, Neumeyer y Perri, 2005; Uribe y Yue, 2006; García-Cicco *et al*, 2010, y Mendoza, 2010, entre otros). En esta clase de modelos la especificación estándar de economía pequeña y abierta de Mendoza (1991) se modifica para incorporar fricciones financieras (tales como capital de trabajo) así como choques a la tasa de interés. De esta manera, se puede evaluar la importancia de estos choques en frecuencias de ciclos económicos. Por ejemplo, Neumeyer y Perri (2005) y Uribe y Yue (2006) encuentran que los choques a la tasa de interés pueden explicar alrededor de un tercio de la volatilidad del PIB en economías emergentes. Sin embargo, ambos estudios difieren en la importancia relativa de los choques a la tasa de interés internacional. Mientras que Neumeyer y Perri (2005) afirman que dichos choques sólo explican 4% de la volatilidad del PIB, Uribe y Yue (2006) encuentran que éstos explican alrededor de 20%. Cabe señalar que, a diferencia de lo aquí expuesto, ninguno de estos dos artículos examina el caso particular de la economía mexicana.⁵

Otro artículo cercano al nuestro es el de Mendoza (2010). Este autor presenta un modelo de economía pequeña y abierta con una fricción financiera que adopta la forma de restricciones de crédito, en la que el otorgamiento de crédito está asociado a un colateral. Al igual que en este artículo, el modelo de Mendoza incluye capital de trabajo y choques a la tasa de interés real, y se calibra para la economía mexicana. Sin embargo, el objetivo del artículo consiste en explicar los “hechos estilizados” de los paros repentinos de flujos de capital con una restricción de crédito endógena, más que analizar específicamente la importancia de los choques a la tasa de interés en el ciclo económico de México

Finalmente, este estudio se relaciona directamente con la bibliografía de contabilidad de ciclos económicos de Chari *et al* (2007). Con esta metodología las fluctuaciones en las variables macroeconómicas se pueden explicar a partir de ciertas “brechas”. Estas brechas representan distorsiones de forma reducida respecto a las condiciones de optimalidad de una economía neoclásica estándar y sin fricciones. Para el caso de México, Antón (2008) informa que la “brecha de trabajo”, esto es, la brecha entre la tasa marginal

⁵ García-Cicco *et al* (2010) calibran un modelo estándar de ciclos económicos reales para la economía mexicana. Sin embargo, los autores no examinan el papel de los choques a la tasa de interés en el ciclo económico de México.

de sustitución entre consumo y ocio y el producto marginal del trabajo, es importante para explicar las caídas de la producción.⁶ En el modelo aquí presentado, la “brecha de trabajo” se puede interpretar en términos de la fricción financiera ocasionada por la necesidad de capital de trabajo, en presencia de choques a la tasa de interés. De esta manera, el presente modelo ofrece el tipo de fricciones necesarias señaladas en Chari *et al* (2005) para explicar la gran caída en producción durante la crisis financiera de 1994-1995 en México.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección I se presenta el modelo, mientras que en la sección II se analiza los datos utilizados y la calibración del modelo. La sección III presenta los resultados, incluyendo una aplicación a las recesiones de 1994-1995 y de 2008-2009 así como una sección de análisis de sensibilidad. Al final se concluye.

I. EL MODELO

El presente modelo está basado en la especificación propuesta por Neumeyer y Perri (2005) para una economía pequeña y abierta con fricciones financieras. En dicho contexto, la economía está poblada por un consumidor representativo y un continuo de empresas que producen bienes finales internacionalmente comerciables. El horizonte temporal de los agentes es infinito. El consumidor representativo demanda bienes finales y ofrece servicios de trabajo y capital en mercados competitivos. Las empresas se desenvuelven en un ambiente de competencia perfecta.

Los agentes pueden adquirir bonos no contingentes denominados en unidades del bien final en el mercado financiero internacional. El rendimiento de este activo financiero está dado por la tasa de interés que enfrenta la economía en dicho mercado, cuyos componentes son la tasa de interés internacional y la prima de riesgo país. El primer componente es explicado por factores exógenos al modelo. Por su parte, la prima de riesgo puede ser exógena o endógena, como se detalla líneas abajo.

El modelo incorpora tres rigideces reales. Por una parte, las empresas enfrentan una restricción de capital de trabajo, es decir, necesitan pedir prestado por adelantado una fracción de la nómina salarial para llevar a cabo su proceso productivo. Por otra, el consumidor debe cubrir un costo

⁶ Lama (2011) presenta un resultado similar para varios países de la América Latina.

tanto por ajustar su acervo de capital como por mantener bonos. Como se explica líneas abajo, este tipo de fricciones son comunes en la bibliografía y son necesarias para que el modelo tenga un buen desempeño y ajuste con los datos. Finalmente, se incluyen choques a la productividad total de los factores, a la tasa de interés internacional y, en cierta especificación, a la prima de riesgo país.

1. *El consumidor*

El consumidor representativo obtiene utilidad del consumo c_t y desutilidad del trabajo l_t . Su utilidad esperada de por vida está dada por

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{1-\sigma} [c_t - \psi(1+\gamma)^t l_t^v]^{1-\sigma} \tag{1}$$

En la expresión (1) la utilidad instantánea del consumidor se representa por la función postulada por Greenwood *et al* (1988). Como es bien sabido, esta especificación hace que la oferta de trabajo sea independiente del consumo, con lo cual se elimina el efecto ingreso de la oferta laboral. En dicha expresión β es el factor subjetivo de descuento, en la que $0 < \beta < 1$; $\sigma > 0$ denota el inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal; $v > 1$ determina la elasticidad de la oferta de trabajo, dada por $1/(v-1)$, y $\psi > 0$ es un parámetro de ponderación del trabajo en la utilidad. El término $1+\gamma$ es la tasa de crecimiento exógena del cambio tecnológico, el cual se incluye en (1) para que la especificación de las preferencias sea compatible con el equilibrio de largo plazo del modelo.

En cada periodo t el consumidor representativo obtiene ingresos laborales $w_t l_t$, ingresos por la renta del capital $r_t k_{t-1}$ e intereses por su tenencia neta de bonos reales internacionales adquiridos en $t-1$, $R_{t-1} b_{t-1}$. Aquí, w_t es el salario real, r_t es la renta real del capital y R_{t-1} es la tasa de interés real bruta que el individuo enfrenta en el mercado financiero internacional. El consumidor destina sus ingresos a consumo c_t , inversión i_t , bonos b_t y a cubrir el costo de ajuste en cartera $\kappa(b_t)$. Este costo se incorpora en el modelo como una “condición de cierre” propia de los modelos de economía pequeña y abierta (véase en Schmitt-Grohé y Uribe, 2003, un análisis al respecto). De esta manera, la restricción presupuestal del consumidor está dada por:

$$c_t + i_t + b_t + \kappa(b_t) \leq \omega_t l_t + r_t k_{t-1} + R_{t-1} b_{t-1} \quad (2)$$

con

$$\kappa(b_t) = \frac{\kappa}{2} y_t \left[\frac{b_t}{y_t} - \bar{b} \right]^2 \quad (3)$$

En (3) el parámetro κ determina la magnitud de los costos de mantener bonos, y $\bar{b} = b/y$ es la proporción bonos/producción en el estado estacionario.

A su vez, la ley de movimiento del capital k_t está dada por:

$$k_t = (1 - \delta)k_{t-1} + i_t - \Phi(k_{t-1}, k_t) \quad (4)$$

en la que $\Phi(k_{t-1}, k_t)$ representa el costo de ajuste en capital especificado por

$$\Phi(k_{t-1}, k_t) = \frac{\phi}{2} \frac{[k_t - (1 + \gamma)k_{t-1}]^2}{k_{t-1}} \quad (5)$$

Aquí, δ es la tasa de depreciación del capital y ϕ representa un parámetro que modula la magnitud del costo de ajuste. Como es familiar en esta clase de modelos, la finalidad de incorporar la especificación (5) es atenuar la volatilidad de la inversión.

De esta manera, el problema del consumidor consiste en elegir secuencias para el consumo, la tenencia de bonos, la oferta de trabajo y el capital que maximicen (1) sujeto a (2)-(5) y a condiciones familiares de no juegos Ponzi para el capital y los bonos, tomando los precios ω_t , r_t y R_{t-1} y la tenencia inicial de activos k_{-1} y b_{-1} como dados.

2. La empresa

En cada periodo t la empresa representativa utiliza trabajo l_t y capital k_{t-1} como insumos para producir y_t unidades del bien homogéneo de acuerdo con la siguiente función de producción Cobb-Douglas:

$$y_t = A_t k_{t-1}^\alpha [(1 + \gamma)^t l_t]^{1-\alpha} \quad (6)$$

en la que $\alpha \in (0,1)$ y A_t denota la productividad total de los factores. La variable A_t sigue un proceso estocástico de acuerdo con:

$$\ln A_t = (1 - \rho_A) \ln \bar{A} + \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_{A_t} \tag{7}$$

en que $\rho_A \in (0,1)$ y ε_{A_t} es un choque tecnológico i.i.d. que se distribuye normalmente con media 0 y varianza σ_A^2 .

A diferencia del modelo neoclásico estándar, la empresa necesita pedir prestado capital de trabajo al inicio del periodo productivo por un monto $\theta w_t l_t$, en el que $\theta \in [0,1]$ es la fracción de la nómina $w_t l_t$ que la empresa debe pedir prestada. Este capital de trabajo se paga a la tasa de interés bruta R_{t-1} .

En este contexto, el problema del productor consiste en elegir los insumos l_t y k_{t-1} para minimizar sus costos, dada la restricción tecnológica y los precios w_t, r_t y R_{t-1} :

$$\begin{aligned} \min_{l_t, k_{t-1}} \{ & w_t l_t + r_t k_{t-1} + (R_{t-1} - 1) \theta w_t l_t \} \\ \text{s.a.} \quad & y_t = A_t k_{t-1}^\alpha \left[(1 + \gamma)^t l_t \right]^{1-\alpha} \end{aligned} \tag{8}$$

3. Sector externo

En el modelo las exportaciones netas nx_t se definen como la diferencia entre la producción y el gasto agregado, incluyendo el costo de ajuste en cartera:

$$nx_t = y_t - c_t - i_t - \frac{\kappa}{2} y_t \left[\frac{b_t}{y_t} - \bar{b} \right]^2 \tag{9}$$

Por su parte, la cuenta corriente ca_t se define como el cambio en la posición financiera neta de la economía con el exterior entre los periodos $t - 1$ y t , que a su vez es igual a las exportaciones netas más el pago de intereses por la tenencia neta de activos internacionales en $t - 1$:

$$ca_t = \tilde{d}_t - \tilde{d}_{t-1} = nx_t + (R_{t-1} - 1) \tilde{d}_{t-1} \tag{10}$$

en la que $\tilde{d}_t = \theta w_t l_t - b_t$.

4. La tasa de interés real

La tasa de interés a la cual los agentes económicos pueden prestar o endeudarse en el mercado financiero internacional está dada por R_t . Según Neumeyer y Perri (2005) y Uribe y Yue (2006), dicha tasa se puede descomponer en dos partes: una que corresponde a la tasa de interés internacional, R_t^* , y otra que corresponde a la prima de riesgo país S_t . De esta manera, R_t se puede escribir como:

$$R_t = R_t^* S_t \quad (11)$$

Dado el supuesto de economía pequeña y abierta, la tasa de interés internacional R_t^* es completamente exógena e independiente de las condiciones de la economía nacional. Esta variable sigue un proceso estocástico de la forma:⁷

$$\ln R_t^* = (1 - \rho_{R^*}) \ln \bar{R}^* + \rho_{R^*} \ln R_{t-1}^* + \varepsilon_{R_t^*} \quad (12)$$

en la que $\rho_{R^*} \in (0, 1)$ y $\varepsilon_{R_t^*}$ es un choque a la tasa de interés internacional, el cual se distribuye normalmente con media 0 y varianza $\sigma_{R^*}^2$, y además no está serialmente correlacionado entre sí.

Para el caso de la prima de riesgo país se considera dos posibilidades. La primera es que S_t se determine de manera exógena. Por ejemplo, en este caso se puede pensar que dicha prima obedece a efectos de contagio, a factores políticos internacionales ajenos a la economía nacional, o incluso a simples cambios en las preferencias de los inversionistas internacionales por los bonos nacionales. En la segunda posibilidad, S_t se determina en función del estado futuro de la economía. Esta última idea se basa en los modelos de incumplimiento de pago de deuda y mercados incompletos de Eaton y Gersovitz (1981) y Arellano (2008), en los que la probabilidad de incumplimiento es alta cuando las expectativas del desempeño futuro de la economía son poco optimistas.

Para el primer caso, se supone que S_t sigue el siguiente proceso estocástico y estacionario:

⁷ En los datos, la correlación entre los componentes cíclicos de R_t^* y S_t es de -0.06 . Este hecho justifica que los procesos estocásticos descritos en (12) por una parte y en (13) y (14) por la otra, sean independientes entre sí.

$$\ln S_t = (1 - \rho_S) \ln \bar{S} + \rho_S \ln S_{t-1} + \varepsilon_{S_{1t}} \tag{13}$$

en la que $\rho_S \in (0,1)$ y $\varepsilon_{S_{1t}}$ representa una innovación a la prima de riesgo, la cual sigue una distribución normal con media 0 y varianza $\sigma_{S_1}^2$, y cuyos elementos no están serialmente correlacionados entre sí.

Para el segundo caso, la prima de riesgo es función del choque esperado a la productividad total de los factores del siguiente periodo. De esta manera:

$$\ln S_t = \ln \bar{S} + \eta \ln \bar{A} - \eta \mathbb{E}_t \ln A_{t+1} + \varepsilon_{S_{2t}} \tag{14}$$

con $\eta > 0$. Un valor de η positivo implica que una expectativa optimista del desempeño de la economía se asocia con una baja probabilidad de incumplimiento de pago y, por tanto, con una menor prima de riesgo país. El término $\varepsilon_{S_{2t}}$ representa un choque i.i.d. a la prima de riesgo, el cual se distribuye normalmente con media 0 y varianza $\sigma_{S_2}^2$.

5. Definición de equilibrio competitivo

Dadas las condiciones iniciales k_{-1} y b_{-1} así como secuencias para la tasa de interés R_t y la productividad total de los factores A_t , un equilibrio competitivo en esta economía consiste en una secuencia de asignaciones $\{y_t, c_t, b_t, l_t, k_t, i_t\}_{t=0}^\infty$ y una secuencia de precios $\{w_t, r_t\}_{t=0}^\infty$ tales que: *i*) dados los precios, las asignaciones resuelven el problema del consumidor y de la empresa, y *ii*) los mercados de trabajo y capital están en equilibrio.

Una senda de crecimiento balanceado en esta economía es un equilibrio en el cual R_t y A_t son constantes. A lo largo de dicha senda, r_t y l_t permanecen constantes mientras que y_t, c_t, b_t, k_t, i_t y w_t crecen a la tasa $1 + \gamma$. Dado que el modelo exhibe crecimiento en dichas variables, éste se redefine y resuelve conforme a su correspondiente versión estacionaria.

6. El mecanismo de transmisión de los choques

Para entender el mecanismo de transmisión en el modelo, resulta útil escribir las ecuaciones relevantes en su versión log-lineal. Sea $\hat{x}_t \equiv \ln x_t - \ln \bar{x}$ la desviación porcentual para cualquier variable arbitraria x_t respecto a su valor de estado estacionario \bar{x} . Se puede mostrar que la condición de equilibrio en el mercado de trabajo implica:

$$\hat{l}_t = \frac{1}{\frac{1}{\varepsilon_s} - \frac{1}{\varepsilon_d}} \left[\hat{A}_t - \frac{(1+\gamma)^\sigma}{(1+\gamma)^\sigma + \frac{\beta}{\theta} - \beta} \hat{R}_{t-1} + \alpha \hat{k}_{t-1} \right] \quad (15)$$

en la que $\varepsilon_s \equiv 1/(v-1)$ y $\varepsilon_d \equiv -1/\alpha$ representan las elasticidades de la oferta y de la demanda de trabajo, respectivamente. Debido a que

$$\left(\frac{1}{\varepsilon_s} - \frac{1}{\varepsilon_d} \right) > 0$$

un aumento en tiempo t de la tasa de interés que las empresas deben pagar por su capital de trabajo conduce a una disminución del empleo en $t+1$. *Ceteris paribus*, la magnitud de dicho efecto depende de la fracción θ de la nómina que las empresas deben pedir prestada por adelantado en el mercado financiero internacional. En particular, el efecto es mayor conforme θ es más alto. Por lo contrario, si $\theta=0$ el efecto de R en el trabajo desaparece. Por la tecnología descrita en (6), un incremento de la tasa de interés en t con el supuesto $\theta > 0$ se traduce a su vez en una disminución de la producción en $t+1$. Potencialmente, este mecanismo da lugar a una correlación negativa entre la tasa de interés y la producción.

Por otra parte, la versión log-lineal de la ecuación de Euler se puede expresar como:

$$\mathbb{E}_t \hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t = \frac{1 - \bar{\omega}}{\sigma} \left[\hat{R}_t - \kappa \bar{b} (\hat{b}_t - \hat{y}_t) \right] + \bar{\omega} \left[\mathbb{E}_t \hat{l}_{t+1} - \hat{l}_t \right] \quad (16)$$

en la que $\bar{\omega} = \bar{\omega} \bar{l} / \bar{c}$ representa el cociente nómina salarial/consumo en el estado estacionario. A partir de (16) se puede apreciar cómo un choque a la tasa de interés en tiempo t tiene dos efectos en el crecimiento del consumo. El primer efecto es directo y de magnitud

$$\left(1 - \frac{\bar{\omega}}{\sigma} \right) / \sigma > 0$$

en la medida que $\bar{\omega} \leq 1$.⁸ A su vez, el efecto indirecto proviene del efecto

⁸ Esta desigualdad se satisface en los datos para México. En particular, García-Verdú (2005) estima

en el crecimiento del empleo, que es proporcional a $\bar{\omega}$. Según la parametrización descrita en la siguiente sección, la suma de ambos efectos implica una respuesta del consumo mayor que la respuesta de la producción ante un choque a la tasa de interés. En el caso de ausencia de capital de trabajo ($\theta = 0$), el efecto indirecto en el consumo desaparece, lo cual da lugar a una volatilidad consumo/producción menor a uno. Este es el resultado común en esta clase de modelos en ausencia de fricciones financieras (véase, por ejemplo, Mendoza, 1991, y Correia *et al*, 1995).

Por su parte, las exportaciones netas siguen un comportamiento conforme al modelo neoclásico estándar: un incremento en la tasa de interés implica simultáneamente un aumento en el ahorro y una disminución en la inversión, con lo cual las exportaciones netas se incrementan. Este análisis sugiere que el modelo es capaz de arrojar no sólo una correlación positiva entre las exportaciones netas y la tasa de interés, sino también tasas de interés y exportaciones netas contracíclicas.

En cuanto al papel del choque tecnológico en el modelo, su efecto depende de la especificación de la prima de riesgo utilizada. Cuando ésta es exógena, la versión log-lineal de la ecuación (13) queda:

$$\hat{S}_t = \rho_S \hat{S}_{t-1} + \varepsilon_{S1t} \quad (17)$$

Según esta especificación, la respuesta de las variables en la presencia de un choque tecnológico es la misma que en un modelo neoclásico estándar de economía pequeña y abierta (véase, por ejemplo, Mendoza, 1991). En particular, un choque productivo favorable aumenta el salario, el empleo y, en consecuencia, el consumo, la producción y la inversión, sin tener efecto alguno en la prima de riesgo.

Cuando la prima de riesgo país se supone endógena, la versión log-lineal de la ecuación (14) es la siguiente:

$$\hat{S}_t = -\eta \mathbb{E}_t \hat{A}_{t+1} + \varepsilon_{S2t} \quad (18)$$

En este caso, la expectativa de un choque tecnológico favorable disminuye la prima de riesgo y, en consecuencia, la tasa de interés puesto que

que el ingreso laboral constituye aproximadamente el 67% del ingreso total de la economía. Por su parte, la proporción del consumo total (incluyendo consumo de gobierno) respecto al PIB es de 81% en promedio. Véase la sección II de datos y calibración para más pormenores.

$\hat{R}_t = \hat{R}_t^* + \hat{S}_t$ [véase la ecuación (11)]. Esto implica un canal de transmisión adicional del choque tecnológico, ausente con la especificación (17). La magnitud de este efecto no sólo depende del valor de η sino también de la fracción del capital de trabajo θ . Para hacer claro este último punto, basta con reescribir la ecuación (15) haciendo uso de la relación en estado estacionario $R = (1 + \gamma)^\sigma / \beta$:

$$\hat{l}_t = \frac{1}{\frac{1}{\varepsilon_s} - 1} \left[\hat{A}_t - \frac{\theta R}{1 + \theta(R-1)} \hat{R}_{t-1} + \alpha \hat{k}_{t-1} \right] \quad (19)$$

En esta expresión, se puede observar cómo el canal de ampliación del choque tecnológico desaparece si $\theta = 0$. Esto muestra el importante papel que desempeña la restricción de capital de trabajo como mecanismo fundamental de transmisión de choques.

Finalmente, la versión log-lineal del proceso estocástico en (12) es de la forma

$$\hat{R}_t^* = \rho_{R^*} \hat{R}_{t-1}^* + \varepsilon_{R_t^*} \quad (20)$$

Claramente, el choque tecnológico interno no afecta la tasa de interés internacional.

II. DATOS Y CALIBRACIÓN

1. Datos

Las series de datos utilizados son de periodicidad trimestral y comprenden el periodo de 1994T1 a 2009T3. La elección de este periodo obedece al hecho de que la prima de riesgo país (equivalente al diferencial de tasas de interés entre México y los Estados Unidos) presentado por J.P. Morgan comenzó a elaborarse a partir de 1994. Las series del PIB, consumo, inversión, exportaciones e importaciones totales se obtuvieron de INEGI, todas ellas en pesos de 1993.⁹ Por su parte, la serie de exportaciones netas se redefine

⁹ Al igual que en Neumeyer y Perri (2005), la serie de consumo incluye tanto consumo privado como del gobierno, así como variación de inventarios. Por su parte, la inversión se define en términos de la formación bruta de capital. De esta manera, se garantiza la compatibilidad entre el modelo y los datos. Cabe señalar que las series de tiempo más largas están en pesos de 1993, y sólo están disponibles hasta el cuarto trimestre de 2007. Las series restantes en pesos de 1993 (2008T1-2009T3) se construyeron con base en la información disponible para las mismas series en pesos de 2003. En particular, se utilizaron

como la diferencia entre las exportaciones y las importaciones totales dividida entre el PIB.

Las horas trabajadas se definen como el total de trabajadores por el promedio de horas laboradas a la semana por trabajador. Según Neumeyer y Perri (2005), el total de trabajadores se estima como $(1 - \text{tasa de desempleo}) \times (\text{tasa de participación en el mercado laboral}) \times (\text{población de 15 a 64 años})$. Todas las series provienen del INEGI.

En este trabajo la tasa de interés internacional R_t^* se construye con base en una tasa de interés de referencia en los Estados Unidos. En particular, se adopta la tasa de rendimiento de los bonos del Tesoro de los Estados Unidos a 90 días como la medida de tasa de interés nominal. Así, R_t^* se define como la diferencia entre la tasa de rendimiento nominal de los bonos del Tesoro y la inflación esperada. Al igual que en Neumeyer y Perri (2005), y Uribe y Yue (2006), la inflación esperada se calcula como el promedio de la inflación en el presente trimestre y en los tres trimestres anteriores. Para la construcción de la serie de inflación, se utiliza el deflacionador del PIB de los Estados Unidos. Los datos del deflacionador del PIB de los Estados Unidos y de la tasa de rendimiento de los bonos del Tesoro se obtuvieron de la Reserva Federal de los Estados Unidos.

El diferencial de tasas de interés entre México y los Estados Unidos es el *Emerging Markets Bond Index* (EMBI) Global para México, elaborado por J.P. Morgan y presentado en Bloomberg. Para construir la serie de la tasa de interés real de México se suma la prima de riesgo país a la serie de tasa de interés internacional R_t^* .¹⁰

El componente estacional de las series se remueve usando la metodología X12-ARIMA, con excepción de las series de tasa de interés real de México y de los Estados Unidos. Por su parte, el componente tendencial se estima mediante el filtro Hodrick-Prescott con un parámetro estándar de suavizamiento de 1600. Finalmente, el modelo se resuelve tomando una aproxima-

las series originales en pesos de 2003 con objeto de elaborar un índice para cada una de las variables en cuestión; luego, dicho índice se aplicó en las series en pesos de 1993 para “construir” las series restantes (2008T1 a 2009T3).

¹⁰ Es importante señalar que la tasa de interés real en el modelo representa la tasa a la cual las empresas piden prestado. Por lo contrario, la tasa de interés utilizada en la calibración representa la tasa de interés de la deuda soberana, puesto que se construye con base en información del EMBI Global. Hasta donde es de nuestro conocimiento, no existen series de tasas de interés con periodicidad trimestral para la deuda emitida en dólares por parte de empresas privadas de México con anterioridad a 2002. Sin embargo, Neumeyer y Perri (2005) y Mendoza y Yue (2011) presentan una alta correlación entre las tasas de interés en dólares de la deuda soberana y privada en países emergentes.

ción log-lineal de primer orden alrededor del estado estacionario para las variables relevantes.¹¹

2. Calibración y estimación de parámetros

En la medida de lo posible, los parámetros del modelo se calibran para ser compatibles con los datos de México. En otros casos, el valor de los parámetros se toma de aquellos comúnmente presentados en la bibliografía. En el caso de los parámetros asociados a los procesos estocásticos descritos en (17), (18) y (20), éstos se estiman mediante mínimos cuadrados ordinarios. Para facilitar la lectura, los cuadros 1 y 2 presentan un listado de los parámetros calibrados y estimados.

CUADRO 1. *Parámetros asociados a preferencias y tecnología*

| | <i>Parámetro</i> | <i>Valor</i> |
|----------|--|--------------|
| β | Factor subjetivo de descuento | 0.996 |
| σ | Inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal | 2 |
| ψ | Ponderación del trabajo en la utilidad | 2.4 |
| ν | Parámetro de elasticidad oferta de trabajo | 1.45 |
| θ | Fracción de la nómina pagada por adelantado | 1 |
| α | Elasticidad producto del capital | 0.319 |
| γ | Progreso tecnológico | 0.64% |
| κ | Costo de ajuste en cartera | 0.0001 |
| δ | Tasa de depreciación | 2.5% |
| ϕ | Costo de ajuste del capital | Varía |

CUADRO 2. *Parámetros asociados a los procesos estocásticos*

| | <i>Parámetro</i> | <i>Valor</i> |
|--|---------------------------------------|--------------|
| <i>Correlación serial</i> | | |
| ρ_A | Tecnológico | 0.76 |
| ρ_{R^*} | Tasa de interés de los Estados Unidos | 0.91 |
| ρ_S | Prima de riesgo exógena | 0.55 |
| <i>Desviación estándar de los choques (porcentaje)</i> | | |
| σ_A | Tecnológico | Varía |
| σ_{R^*} | Tasa de interés de los Estados Unidos | 0.86 |
| σ_{S_1} | Prima de riesgo exógena | 1.71 |
| σ_{S_2} | Prima de riesgo endógena | 1.00 |
| <i>Parámetro de sensibilidad</i> | | |
| η | Sensibilidad a productividad esperada | 2.61 |

¹¹ La excepción son las exportaciones netas, en cuyo caso se toma una aproximación lineal más que log-lineal.

El factor subjetivo de descuento β se fija en 0.996, valor que es congruente con una tasa de interés real promedio de 1.7% trimestral observada en los datos. El inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal σ se fija en 2, el cual es un valor estándar en la bibliografía (véase, por ejemplo, Mendoza, 1991). De manera similar, el valor del parámetro ν que determina la elasticidad de la oferta de trabajo se toma de Uribe y Yue (2006), el cual es igual a 1.45. El parámetro de ponderación del trabajo en la función de utilidad, ψ , se fija en 2.4, el cual es cercano al valor de 2.48 presentado por Neumeyer y Perri (2005). Este valor de ψ implica que el individuo destina alrededor de 20% de su tiempo a actividades productivas de mercado en el estado estacionario. Este dato es congruente con el valor presentado en la Encuesta Nacional sobre el Uso del Tiempo 2009 del INEGI para la población de 20 a 59 años de edad.

En lo que respecta a los parámetros vinculados a la tecnología, cabe señalar que el parámetro de la elasticidad producto del capital α no es igual a 1 menos la participación del trabajo, debido a que una parte del ingreso se destina al pago de intereses a los acreedores internacionales. De hecho, en estado estacionario la participación del trabajo está dada por la expresión $(1-\alpha)/(1+(R-1)\theta)$. De esta forma, α se calibra suponiendo una participación del trabajo de 0.67, con base en las estimaciones presentadas por García-Verdú (2005) para el caso de México, y un valor de θ igual a 1.¹² El valor resultante de α es de 0.319. El parámetro de progreso tecnológico γ se fija en 0.64%, que es la tasa promedio de crecimiento trimestral del PIB observada en los datos.

¹² Como se señala en Mendoza y Yue (2012), un valor de θ igual a 1 implica que el capital de trabajo como proporción del PIB en el modelo es relativamente grande en relación con lo que sugiere la evidencia empírica. Por ejemplo, Schmitt-Grohe y Uribe (2007) estiman que el capital de trabajo como proporción del PIB en los Estados Unidos es de alrededor de 10%. Para ello, los autores utilizan la tenencia de M_1 en poder de las empresas como su medida *proxi* de capital de trabajo. Esta medida es compatible con su modelo, ya que el capital de trabajo está restringido por las tenencias de saldos reales de la empresa. En el modelo aquí expuesto, no hay tenencias de saldos reales y el capital de trabajo representa un endeudamiento por parte de las empresas. Para estimar θ se requiere información del total de la deuda de corto plazo del sector empresarial no financiero contratada mediante préstamos, deuda hipotecaria y emisión de papel comercial, entre otros instrumentos. Hasta donde es de nuestro conocimiento, dicha información no está disponible de manera pública para México e inclusive para los Estados Unidos. En el caso de ese país, el *Survey of Terms of Business Lending* de la Reserva Federal permite conocer la deuda del sector empresarial de corto plazo; sin embargo, a partir de dicha encuesta no se puede estimar el monto de capital de trabajo a nivel agregado. Por otra parte, el informe *Flow of Funds Accounts* publicado por la Reserva Federal no desglosa la deuda del sector empresarial no financiero por tipos de plazo (corto, mediano y largo plazos). En el caso de México, las estadísticas del flujo de fondos del sistema financiero publicadas por Banco de México tampoco hacen un desglose similar. Puesto que no existe información para calibrar el parámetro θ de manera que sea compatible con el modelo, se decide fijar su valor en 1. La subsección de análisis de sensibilidad presentada líneas abajo analiza los efectos de distintos valores de θ en las variables de interés.

La tasa de depreciación del capital δ se fija al valor estándar en la bibliografía de 2.5% trimestral; esto implica una proporción inversión/PIB en el estado estacionario de 23%, que es un poco superior al 20% observado en los datos. El parámetro ϕ asociado al costo de ajuste del capital se calibra dependiendo de la especificación para la prima de riesgo, de manera que el modelo simulado en cada caso iguale la volatilidad relativa inversión/PIB de 3.08% observada en los datos. Por su parte, el parámetro κ de costo de ajuste en cartera es de 0.0001, un valor lo suficientemente pequeño para inducir estacionariedad en la serie de bonos simulada (Schmitt-Grohé y Uribe, 2003). El valor de los activos financieros en estado estacionario se fija de manera que sea congruente con una posición financiera neta como proporción del PIB de -0.396. Este es el valor promedio para México durante el periodo 1994 a 2007, de acuerdo con los datos de Lane y Milesi-Ferretti (2007).

En cuanto a la especificación de los procesos estocásticos, los parámetros de persistencia ρ_A , ρ_{R^*} y ρ_S resultan de estimar por mínimos cuadrados ordinarios las ecuaciones (7), (17) y (20). Los valores resultantes son 0.76, 0.91 y 0.55, respectivamente. En relación con los parámetros de volatilidad, la desviación estándar del choque tecnológico, σ_A , se fija de manera que la volatilidad de la serie simulada del PIB sea igual a la observada en los datos. Este valor se ajusta dependiendo de la especificación de la prima de riesgo. A su vez, la desviación estándar del choque a la tasa de interés internacional, σ_{R^*} proviene directamente de los datos. Finalmente, σ_{S_1} (en el caso del modelo con riesgo país exógeno) y σ_{S_2} (en el caso de riesgo país endógeno) se fijan para que la volatilidad de la serie simulada de la tasa de interés \hat{R}_t sea idéntica a la registrada en los datos.

En el caso de la especificación endógena para S_t , la calibración es un poco más elaborada. En particular, la expresión (18) implica que la desviación porcentual de R_t respecto a su tendencia está dada por $\hat{R}_t = \hat{R}_t^* - \eta \mathbb{E}_t \hat{A}_{t+1} + \hat{\varepsilon}_{S_2t}$. Esto requiere fijar los valores de η y σ_{S_2} de manera que el modelo replique la misma volatilidad y persistencia para \hat{R}_t observada en los datos, dados los procesos exógenos de \hat{A}_t y \hat{R}_t^* .¹³ Como se observa en el cuadro 2, esto arroja un valor para η de 2.61. En términos del modelo, esta estimación sugiere que los datos asignan un papel importante a las fricciones financieras como mecanismos de propagación de choques (*cfr.* García-Cicco *et al.*, 2010).

¹³ En particular, η y σ_{S_2} se determinan de acuerdo con $\eta^2 = (\rho_R \text{var}(\hat{R}) - \rho_{R^*} \text{var}(\hat{R}^*)) / \rho_A^3 \text{var}(\hat{A})$ y $\sigma_{S_2}^2 = \text{var}(\hat{R}) - \text{var}(\hat{R}^*) - \eta^2 \rho_A^2 \text{var}(\hat{A})$, en la que ρ_R es la persistencia de \hat{R} en los datos.

III. RESULTADOS

1. *Evaluación del modelo*

En esta sección se evalúa la capacidad del modelo para reproducir ciertos hechos estilizados del ciclo económico en México, poniendo especial hincapié en el papel de los choques a la tasa de interés. Para tal efecto, se considera tres especificaciones. En la primera, se considera un modelo sin choques a la prima de riesgo. Luego, se introducen choques a la prima de riesgo suponiendo que éstos se comportan conforme a la especificación exógena descrita por la ecuación (17). La última especificación supone que la prima de riesgo es endógena conforme a la ecuación (18). En todos los casos se supone $\theta = 1$; el análisis de sensibilidad correspondiente a otros valores de θ se muestra en una sección especial más adelante. El modelo se simula 10 mil veces con base en la calibración descrita anteriormente. Cada simulación supone una periodicidad de 64 trimestres, que es el tamaño de la muestra en los datos.

a) *Modelo sin riesgo país*. Los resultados relacionados con la volatilidad de las variables de interés, así como las correlaciones contemporáneas de dichas variables con respecto al PIB se muestran en el cuadro 3. Como referencia, el cuadro contiene los estadísticos correspondientes observados en los datos. La primera simulación sólo considera choques a la tasa de interés internacional R^* (modelo A). Por construcción, la volatilidad de R^* es idéntica a la registrada en los datos. Debido a la ausencia de choques a la productividad, este modelo genera una desviación estándar del PIB de apenas 1.17%, que es aproximadamente el 40% de la volatilidad observada en los datos. Como puede apreciarse, el modelo A es incapaz de reproducir la volatilidad relativa del consumo, la inversión y las horas trabajadas registrada en los datos. Sin embargo, la correlación negativa entre las exportaciones netas y el PIB se reproduce de manera satisfactoria.

En el modelo B, los choques a la productividad se añaden a la especificación del modelo A. Por construcción, las volatilidades del PIB y la inversión son idénticas a las observadas en los datos. Se puede observar cómo el modelo es exitoso en reproducir la volatilidad relativa del consumo y la correlación negativa entre la tasa de interés y el PIB. Sin embargo, las exportaciones netas son procíclicas, lo cual es incompatible con los datos. Además, la correlación entre el PIB y la inversión (0.23 en el modelo contra 0.91 en los datos) se subestima de manera importante. Estos resultados sugieren que la

CUADRO 3. El ciclo económico de México, 1994T1-2009T3. Datos y simulaciones^a

| | Desviación estándar (porcentaje) | | | | Desviación estándar/ desviación estándar del PIB | | | | Correlación del PIB con | | | | | |
|--|----------------------------------|------|------|------|--|------|------|------|-------------------------|------|-------|------|-------|-------|
| | PIB | XN | R | R* | S | CT | I | L | CT | I | XN | L | R | S |
| Datos | 2.89 | 1.73 | 2.04 | 1.04 | 1.82 | 1.19 | 3.08 | 0.53 | 0.91 | 0.91 | -0.65 | 0.67 | -0.26 | -0.56 |
| <i>Sin riesgo país</i> | | | | | | | | | | | | | | |
| A. Choques a \hat{R}_t^* | 1.17 | 2.01 | 1.04 | 1.04 | 0 | 2.54 | 7.56 | 1.26 | 0.74 | 0.49 | -0.42 | 0.98 | -0.47 | 0 |
| B. Choques a \hat{R}_t^* y \hat{A}_t | 2.89 | 2.14 | 1.04 | 1.04 | 0 | 1.19 | 3.08 | 0.81 | 0.71 | 0.23 | 0.14 | 0.96 | -0.19 | 0 |
| <i>Riesgo país exógeno</i> | | | | | | | | | | | | | | |
| C. Choques a \hat{R}_t^* y \hat{S}_t | 1.96 | 2.07 | 2.04 | 1.04 | 1.75 | 1.96 | 4.53 | 1.39 | 0.83 | 0.39 | -0.33 | 0.99 | -0.39 | -0.29 |
| D. Choques a \hat{R}_t^* , \hat{S}_t y \hat{A}_t | 2.89 | 2.14 | 2.04 | 1.04 | 1.75 | 1.42 | 3.08 | 1.07 | 0.77 | 0.28 | -0.02 | 0.94 | -0.26 | -0.19 |
| <i>Riesgo país endógeno</i> | | | | | | | | | | | | | | |
| E. Choques a \hat{R}_t^* y \hat{A}_t | 2.89 | 1.93 | 2.04 | 1.04 | 1.75 | 1.61 | 3.08 | 1.11 | 0.89 | 0.60 | -0.43 | 0.96 | -0.52 | -0.49 |

^a XN son exportaciones netas como proporción del PIB; R es la tasa de interés real interna; R* representa la tasa de interés real de Estados Unidos; S denota la prima de riesgo país, equivalente al diferencial de tasas de interés entre México y los Estados Unidos; CT significa consumo total, el cual incluye consumo privado, consumo de gobierno y cambio en inventarios; I es inversión, definida como formación bruta de capital fijo, y L son horas trabajadas. Los estadísticos presentados del modelo se basan en promedios sobre 10 mil simulaciones, cada una de ellas con el mismo número de trimestres que los datos. La desviación estándar del choque tecnológico σ_A se fija en: 1.25 (modelo B), 1.0 (modelo D) y 0.86 (modelo E). El parámetro de costo de ajuste al capital ϕ se fija en 32.7 (modelos A y B), 35.6 (modelos C y D) y 41.2 (modelo E).

ausencia de un choque a la prima de riesgo impide al modelo reproducir los datos de forma satisfactoria.

b) *Modelo con riesgo país exógeno*. El cuadro 3 muestra también los resultados de las simulaciones con choques a la tasa de interés internacional R^* y al riesgo país S (modelo C). En este caso, la especificación del riesgo país está dada por la ecuación (17), mientras que R^* se determina conforme a (20). Como puede observarse, la volatilidad del PIB es de sólo 1.96%, que equivale a 68% de la volatilidad en los datos. Destaca además que el modelo C sobreestima de manera importante las volatilidades relativas del consumo, la inversión y las horas trabajadas. Sin embargo, el modelo predice tasas de interés y exportaciones netas contracíclicas, aunque en este último caso la correlación se encuentra alejada de los datos.

El modelo D incorpora choques a la productividad al modelo C. Nuevamente, por construcción la volatilidad del PIB y de la inversión son compatibles con los datos. Como se puede observar, las simulaciones de este modelo arrojan resultados bastante satisfactorios en términos de volatilidades, con excepción de las horas trabajadas. Sin embargo, las exportaciones netas son acíclicas mientras que las correlaciones del PIB con la prima de riesgo y la inversión se encuentran alejadas de los datos.

c) *Modelo con riesgo país endógeno*. Con esta especificación, los choques a la productividad son capaces de afectar el riesgo país, de acuerdo con la expresión (18). Al igual que en los casos anteriores, los choques a la tasa de interés internacional R^* se determinan de acuerdo con la ecuación (20). Los resultados se presentan en el modelo E del cuadro 3. Se puede observar que, con excepción del consumo y de las horas trabajadas, las volatilidades de las variables de interés son bastante satisfactorias. Al mismo tiempo, este modelo arroja la correlación más alta (en valor absoluto) entre el PIB y la inversión, el consumo y la prima de riesgo país, mientras que las exportaciones netas son contracíclicas. Sin embargo, el modelo predice una tasa de interés mucho más contracíclica a la registrada en los datos.

Dado que el modelo E permite reproducir la mayoría de los datos razonablemente bien, éste se utiliza para cuantificar la contribución de los choques en la tasa de interés a la volatilidad del PIB. En particular, se busca cuantificar en cuánto podría disminuir la volatilidad del PIB en México si se eliminaran las fluctuaciones en la tasa de interés internacional o en la prima de riesgo país.

Para el primer caso, el modelo E se simula suponiendo $\sigma_{R^*} = 0$. En dicho

escenario, la volatilidad del PIB es de 2.78, lo cual implica una disminución de 4% en relación con la volatilidad del PIB en el modelo con todos los choques (2.89). Por otra parte, para evaluar la contribución de la prima de riesgo país el modelo E se simula fijando $\eta = 0$ y $\sigma_{S_2} = 0$. En dicho caso, la desviación estándar del PIB se reduce a 2.13, lo cual significa una disminución de 26% en la volatilidad del PIB. De esta manera, los resultados sugieren que la eliminación de los choques a la prima de riesgo tendría un efecto mucho más importante en la disminución de la volatilidad del PIB en México que la eliminación de los choques a la tasa de interés internacional. En general, estos resultados son compatibles con los presentados por Neumeyer y Perri (2005) y por Uribe y Yue (2006), en el sentido de que alrededor de una tercera parte de la volatilidad del PIB de una economía emergente podría explicarse por las fluctuaciones en los componentes de la tasa de interés real.

2. Una aplicación para evaluar dos recesiones

Con base en los resultados de la sección anterior, el modelo se utiliza ahora para evaluar el papel que tuvieron los choques a la tasa de interés en dos de las recesiones más severas de los decenios recientes en México. En particular, se adopta la especificación con riesgo país endógeno para estudiar la crisis del Tequila y la reciente recesión de 2008-2009. Puesto que estas recesiones han implicado grandes caídas en la producción, resulta de interés entender qué papel desempeñaron los choques a la tasa de interés en ambos casos.

Para tal efecto, se realiza dos simulaciones. La primera supone que tanto los choques a la tasa de interés internacional como los choques a la prima de riesgo (vía fluctuaciones en productividad conforme a la ecuación 18) son las únicas dos fuentes de perturbaciones. La idea de este ejercicio es evaluar la capacidad del modelo en explicar la dinámica de ciertas variables, como producción, consumo, inversión, exportaciones netas y horas trabajadas. En la segunda simulación la única fuente de incertidumbre son los choques a la tasa de interés internacional. El objetivo de dicho ejercicio es realizar un análisis contrafactual de cuál habría sido la dinámica de las variables macroeconómicas en ambas recesiones, en ausencia de choques a la prima de riesgo.

Para llevar a cabo estas simulaciones, las series de tasa de interés R^* y de prima de riesgo país S previamente se construyen con base en los datos, de

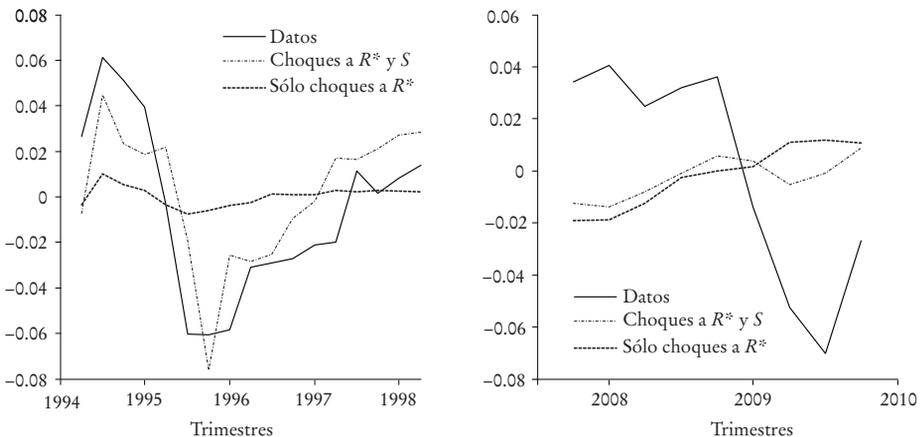
acuerdo con las ecuaciones (20) y (18), respectivamente. La serie de residual de Solow necesaria para construir \hat{S}_t conforme a la ecuación (18) se estima a partir de la función de producción (6), mientras que el valor del parámetro η presentado en el cuadro 2 se mantiene constante a lo largo de todas las simulaciones.¹⁴ Luego, dichas series se introducen como insumos a las reglas de decisión de los agentes provenientes del modelo para computar las series simuladas de producción, consumo, inversión, exportaciones netas y horas trabajadas.

La gráfica 2 muestra los resultados de estos ejercicios en el caso del PIB en ambas recesiones. En la gráfica izquierda se muestra la recesión de 1994-1995, la cual significó una caída de aproximadamente 10% en el componente cíclico del PIB. En dicho caso, se puede observar cómo el modelo con choques a la tasa de interés internacional y a la prima de riesgo presenta de manera notoria tanto la caída en producción como su posterior recuperación. Por su parte, la gráfica derecha muestra la recesión de 2008-2009, con una caída en el componente cíclico del PIB cercana a 11%. En este caso, el modelo con choques a R^* y S es incapaz de reproducir la caída en producción observada en los datos.

Estos resultados son compatibles con la idea de que la recesión de 1994-

GRÁFICA 2. Datos y series simuladas del PIB según dos recesiones

(Desviaciones respecto a la tendencia)

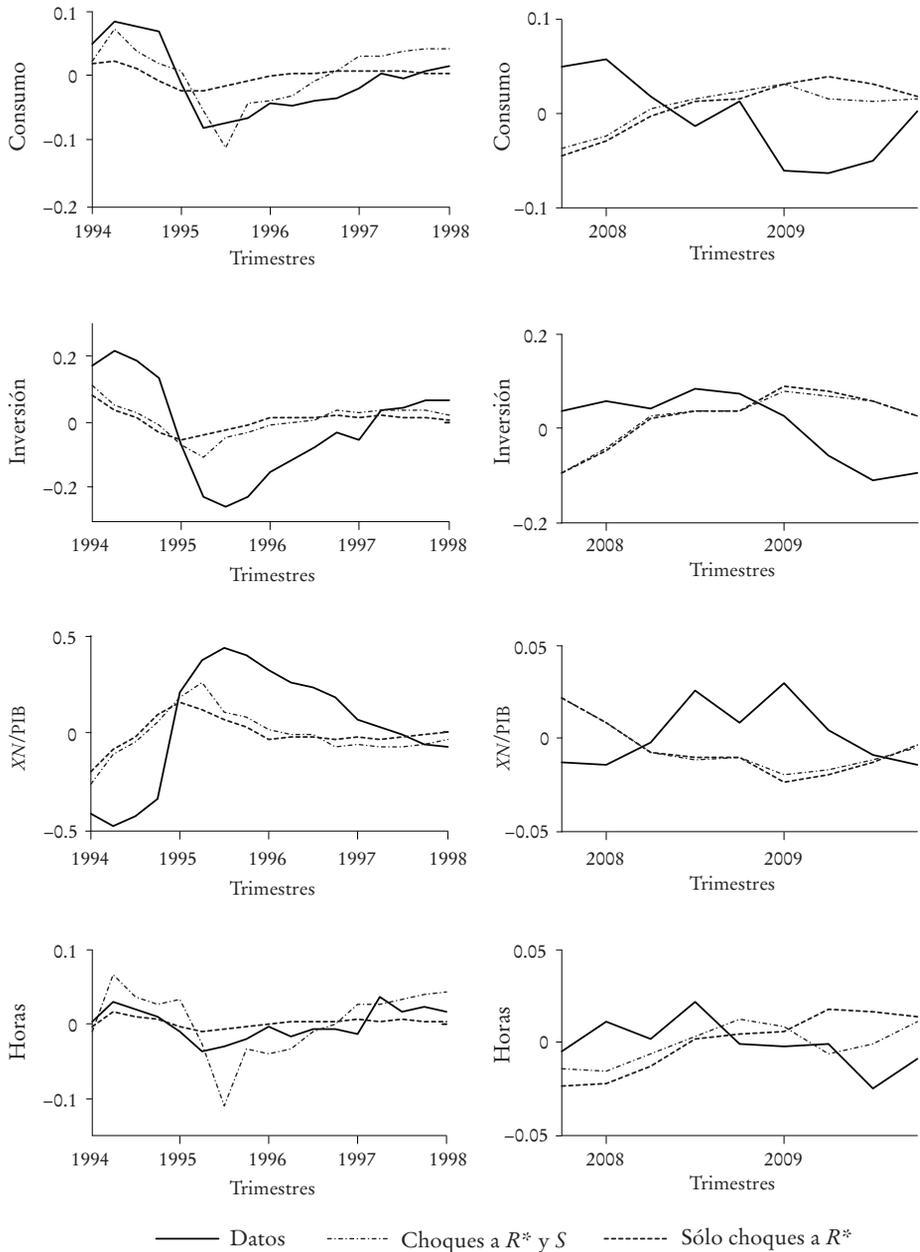


FUENTE: Elaboración propia con base en datos de INEGI, la Reserva Federal de los Estados Unidos y Bloomberg.

¹⁴ Para la estimación del residual de Solow, la serie de acervo de capital se construye mediante el método de inventarios perpetuos.

GRÁFICA 3. Datos y series simuladas según dos recesiones

(Desviaciones respecto a la tendencia)



FUENTE: Elaboración propia con base en datos de INEGI, la Reserva Federal de los Estados Unidos y Bloomberg.

1995 fue explicada fundamentalmente por factores internos, mientras que la recesión de 2008-2009 se debió más bien a factores externos a la economía nacional (específicamente, la contracción del PIB en los Estados Unidos durante ese periodo), en un contexto de bajas tasas de interés internacionales.¹⁵ De hecho, la tasa de interés R_t se incrementó desde un nivel de poco más de 5% anual a inicios de 1994 hasta 20% a mediados de 1995, principalmente a consecuencia de incrementos abruptos en la prima de riesgo país. En contraste, durante la recesión de 2008-2009 la tasa de interés disminuyó desde 4.8% a mediados de 2007 a 2.5% a mediados de 2009.¹⁶

La gráfica 2 muestra también el ejercicio contrafactual para evaluar cuál habría sido el desempeño de la economía durante la recesión de 1994-1995 en ausencia de choques a la prima de riesgo. Se puede observar cómo la caída en el PIB habría sido sólo de 2%, la cual es bastante modesta. Este ejercicio sugiere que, tanto las fricciones financieras como el abrupto incremento en la prima de riesgo país motivada por factores internos, constituyeron un canal de transmisión fundamental durante la crisis del Tequila. Por otra parte y congruente con el análisis anterior, se puede confirmar que el ejercicio contrafactual aplicado al caso de la recesión de 2008-2009 no genera una dinámica distinta para el PIB.

Para complementar este análisis, la gráfica 3 presenta las mismas simulaciones para el caso del consumo, la inversión, las exportaciones netas/PIB y las horas trabajadas. Nuevamente, se puede observar cómo el modelo con choques a R^* y S reproduce de manera satisfactoria tanto la caída en consumo, inversión y horas trabajadas como el incremento en exportaciones netas/PIB durante la recesión de 1994-1995. En contraste, el mismo modelo no es capaz de reproducir la dinámica de estas variables durante la recesión de 2008-2009, con excepción de las horas trabajadas. Para el caso del ejercicio contrafactual, en el que se eliminan los choques a la prima de riesgo durante la crisis del Tequila, se observa cómo la evolución de la inversión y de las exportaciones netas/PIB no se habría afectado de manera considerable. Sin embargo, en el caso del consumo la caída respecto a su tendencia habría sido de sólo 2%, lo cual contrasta con la disminución de casi 8% observada en

¹⁵ Véase en Antón (2011), Loría *et al* (2011) y Reyes y Moslares (2011) un análisis de los efectos de la recesión de 2008-2009 en los Estados Unidos en la economía mexicana.

¹⁶ La prima de riesgo país tuvo un incremento temporal de poco más de 2 puntos porcentuales hacia fines de 2008, en un contexto de bajas tasas de interés en los mercados internacionales. Con ello, la tasa de interés en el cuarto trimestre de 2008 fue de 3.9%, que es una tasa por debajo de la tenida a mediados de 2007.

los datos. Una consideración similar aplica al caso de las horas trabajadas, puesto que dicha especificación sólo es capaz de explicar una tercera parte de la caída en dicha variable observada en los datos.

3. *Análisis de sensibilidad*

Para entender los efectos cuantitativos de distintos parámetros en las propiedades cíclicas del modelo, se realiza un análisis de sensibilidad. De acuerdo con la ecuación (15), la fracción de la nómina laboral que se paga por adelantado (θ), la elasticidad de sustitución intertemporal ($1/\sigma$) y el parámetro relacionado con la elasticidad de la oferta de trabajo (ν) son decisivos para analizar los efectos de las fluctuaciones de la tasa de interés en el ciclo económico. Para tal efecto, el modelo E se simula para distintas especificaciones de dichos parámetros. En particular, el parámetro θ se fija ya sea en 0.5 (es decir, sólo el 50% de la nómina está sujeta a capital de trabajo) o en 0. Este último caso es relevante, pues cuando $\theta = 0$ el modelo se reduce a un modelo estándar de economía pequeña y abierta, como Mendoza (1991). Por otra parte, la elasticidad de sustitución intertemporal se reduce, al permitir que σ tome valores de 5 o 10. Finalmente, se consideran valores altos y bajos para la elasticidad de la oferta de trabajo ($\nu = 1.1$ y $\nu = 2$, respectivamente).

Los resultados de dichas simulaciones se muestran en el cuadro 4. En el cuadro se registran dos estadísticos: la volatilidad de la producción, el consumo, la inversión y la prima de riesgo (respecto a la volatilidad correspondiente observada en los datos), y la correlación contemporánea del PIB con la tasa de interés, la prima de riesgo y las exportaciones netas/PIB. En cada simulación los parámetros no implicados se mantienen en su valor original. La primera serie de ejercicios considera variaciones en la fracción de la nómina que debe pagarse por anticipado. Se puede observar cómo la volatilidad de la producción y del consumo en el modelo respecto a la observada en los datos se reduce conforme θ es menor. Esto se debe a que un menor valor de θ disminuye el efecto negativo que el choque a la tasa de interés tiene en la demanda de trabajo. Al mismo tiempo, la correlación entre el PIB y la tasa de interés real es más cercana a los datos cuando $\theta = 0$. Sin embargo, en dicho caso la correlación entre el PIB y las exportaciones netas empeora, ya que se aleja del valor de -0.65 registrado en los datos.¹⁷

¹⁷ Conforme θ disminuye la correlación contemporánea entre el PIB y el consumo (no registrada) disminuye significativamente y, por tanto, también se aleja del valor de 0.92 observado en los datos.

CUADRO 4. *Análisis de sensibilidad (modelo E)*^a

| | <i>Desviación estándar x modelo (porcentaje)/ desviación estándar x datos (porcentaje)</i> | | | | <i>Correlación con PIB</i> | | |
|----------------|--|-----------|----------|----------|----------------------------|----------|-----------|
| | <i>PIB</i> | <i>CT</i> | <i>I</i> | <i>S</i> | <i>R</i> | <i>S</i> | <i>XN</i> |
| | Modelo base | | | | | | |
| $\theta = 1$ | 1.00 | 1.36 | 1.00 | 0.96 | -0.52 | -0.49 | -0.43 |
| $\theta = 0.5$ | 0.77 | 1.11 | 0.98 | 0.96 | -0.49 | -0.51 | -0.41 |
| $\theta = 0$ | 0.63 | 0.92 | 0.97 | 0.96 | -0.39 | -0.47 | -0.31 |
| | $\sigma = 5$ | | | | | | |
| $\theta = 1$ | 1.02 | 1.00 | 0.93 | 0.96 | -0.52 | -0.49 | -0.32 |
| $\theta = 0.5$ | 0.78 | 0.75 | 0.91 | 0.96 | -0.50 | -0.51 | -0.29 |
| $\theta = 0$ | 0.63 | 0.56 | 0.88 | 0.96 | -0.39 | -0.47 | -0.19 |
| | $\sigma = 10$ | | | | | | |
| $\theta = 1$ | 1.06 | 0.91 | 0.84 | 0.96 | -0.53 | -0.49 | -0.07 |
| $\theta = 0.5$ | 0.79 | 0.66 | 0.80 | 0.96 | -0.50 | -0.51 | -0.10 |
| $\theta = 0$ | 0.62 | 0.47 | 0.77 | 0.96 | -0.39 | -0.48 | 0.00 |
| | $\nu = 1.1$ | | | | | | |
| $\theta = 1$ | 1.62 | 1.76 | 1.08 | 0.96 | -0.52 | -0.47 | -0.39 |
| $\theta = 0.5$ | 1.16 | 1.22 | 1.05 | 0.96 | -0.50 | -0.50 | -0.37 |
| $\theta = 0$ | 0.87 | 0.84 | 1.02 | 0.96 | -0.39 | -0.47 | -0.25 |
| | $\nu = 2$ | | | | | | |
| $\theta = 1$ | 0.70 | 1.34 | 0.96 | 0.96 | -0.51 | -0.50 | -0.45 |
| $\theta = 0.5$ | 0.58 | 1.22 | 0.96 | 0.96 | -0.48 | -0.51 | -0.42 |
| $\theta = 0$ | 0.51 | 1.12 | 0.95 | 0.96 | -0.39 | -0.47 | -0.34 |

^a Véase los cuadros 1 y 2 así como las notas del cuadro 3. Para cada simulación, los parámetros no implicados se mantienen en sus valores originales.

Ahora considere el efecto de una menor elasticidad de sustitución intertemporal. Se observa cómo la volatilidad del consumo disminuye conforme σ aumenta, para cada nivel de θ . Este resultado es compatible con la ecuación (16), en la cual los efectos de fluctuaciones en la tasa de interés sobre el crecimiento del consumo dependen inversamente del valor de σ . Por su parte, la volatilidad del PIB y de la prima de riesgo, así como la correlación del PIB con la tasa de interés y con la prima de riesgo prácticamente no son afectadas por mayores valores de σ . Sin embargo, la correlación entre el PIB y las exportaciones netas se deteriora a medida que σ aumenta, para un nivel de θ dado. La intuición es relativamente sencilla: a medida que la elasticidad de sustitución intertemporal disminuye, los choques a la tasa de interés hacen que el individuo representativo esté menos dispuesto a ahorrar. Puesto que cambios en σ tienen efectos marginales en el efecto de la tasa de interés hacia el trabajo [véase la ecuación (15)], la correlación entre exportaciones netas y PIB se debilita.

Finalmente, se examina el papel de la elasticidad de la oferta de trabajo. De la ecuación (15) se observa que una mayor elasticidad (esto es, un menor valor de v) exacerba los efectos de las fluctuaciones de la tasa de interés en la cantidad de trabajo. Esto hace que la volatilidad de la producción sea mayor conforme v disminuye (y viceversa) para un valor dado de θ , como lo muestra el cuadro 4. En el caso del consumo, el efecto es un poco más complicado. Como se mencionó líneas arriba, la ecuación (16) permite identificar efectos directos e indirectos de la tasa de interés en el cambio en consumo. Si $\theta = 1$, la mayor elasticidad de la oferta de trabajo hace que el trabajo y, por tanto, el consumo sean más volátiles ante choques en la tasa de interés. Sin embargo, cuando $\theta = 0$ el efecto indirecto de estos choques desaparece, con lo cual todo se reduce al efecto directo de magnitud $(1 - \bar{w}/v)/\sigma$. En dicho caso, una mayor elasticidad de la oferta de trabajo hace que la magnitud de dichos choques en el consumo disminuya. En dicho caso, la volatilidad del consumo disminuye cuando el valor de v es bajo, como lo muestra el cuadro 4. Para el resto de las variables, las diferencias en la elasticidad de la oferta de trabajo no producen resultados muy distintos a los obtenidos en el modelo base.

CONCLUSIONES

En este estudio se utiliza el modelo de economía pequeña y abierta con fricciones financieras de Neumeyer y Perri (2005) para estudiar los efectos de los choques a la tasa de interés en el ciclo económico de México. En el modelo, la tasa de interés que enfrentan los agentes internos en los mercados internacionales se descompone en dos partes: la tasa de interés internacional y la prima de riesgo país. Con ello, fluctuaciones en la tasa de interés pueden explicarse a partir de fluctuaciones en estos dos componentes. La prima de riesgo país se modela con una especificación exógena y otra endógena. En este último caso, ésta responde negativamente a las fluctuaciones esperadas del choque a la productividad, lo cual refleja la idea de que la probabilidad de *default* es baja cuando existe una expectativa de un choque favorable a la productividad futura.

Como se muestra, el modelo con especificación endógena de la prima de riesgo país proporciona una aproximación bastante razonable para entender ciertas propiedades del ciclo económico inherentes a economías emergentes como México, como una volatilidad del consumo superior a la volatilidad

del PIB, así como exportaciones netas y tasa de interés real contracíclicas. Además, los resultados sugieren que casi una tercera parte de la volatilidad del PIB de México se explica por fluctuaciones en la tasa de interés real, primordialmente por fluctuaciones en la prima de riesgo país. Por ejemplo, en ausencia de fluctuaciones en la tasa de interés real de los Estados Unidos la volatilidad del PIB de México se reduciría 4%. En contraste, la eliminación de fluctuaciones en la prima de riesgo reduciría la volatilidad del PIB de México 26%. En este sentido, la recesión de 1994-1995 en México es un caso interesante: en ausencia de choques a la prima de riesgo, el PIB habría caído sólo cerca de 1% por debajo de su tendencia, en lugar de la caída de 6% observada en los datos.

Cabe resaltar que este modelo sólo constituye una primera aproximación para entender cómo las fluctuaciones en la prima de riesgo país pueden tener efectos adversos en el sector real de la economía. En futuras investigaciones se requiere entender con mayor detalle cómo los choques a los fundamentales afectan la prima de riesgo país. Al mismo tiempo, el hecho de que la presencia de capital de trabajo constituya un mecanismo fundamental por medio del cual las fluctuaciones en la prima de riesgo amplíen los choques a la productividad sugiere que el papel del sector financiero interno debería estudiarse con mayor detalle. En este sentido, el reciente artículo de Mendoza y Yue (2012) con riesgo de *default* endógeno constituye un paso en la dirección correcta, puesto que se plantea de manera más explícita la relación entre los choques a los fundamentales y sus efectos en la prima de riesgo país y la producción.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguiar, M., y G. Gopinath (2007), "Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend", *Journal of Political Economy*, 115, 1, pp. 69-102.
- Antón, A. (2011), "Efectos del ciclo económico en EE.UU. sobre la producción y el empleo en México", P. Mejía y M. E. Morales (coordinadores), *Integración y recesión económica en el binomio México-Estados Unidos*, Universidad Autónoma del Estado de México.
- ____ (2008), "Accounting for Output Fluctuations in Mexico", Documento de Trabajo 2008-05, Banco de México.
- Arellano, C. (2008), "Default Risk and Income Fluctuations in Emerging Economies", *American Economic Review*, 98, 3, pp. 690-712.

- Chari, V. V., P. J. Kehoe y E. McGrattan (2005), "Sudden Stops and Output Drops", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 95, 2, pp. 381-387.
- _____, ____ y ____ (2007), "Business Cycle Accounting", *Econometrica*, 75, 3, páginas 781-836.
- Correia, I., J. C. Neves y S. Rebelo (1995), "Business Cycles in a Small Open Economy", *European Economic Review*, 39, pp. 1089-1113.
- Cuadra, G. (2008), "Hechos estilizados del ciclo económico en México", Documento de Trabajo 2008-14, Banco de México.
- Eaton, J., y M. Gersovitz (1981), "Debt with Potential Repudiation: Theoretical and Empirical Analysis", *Review of Economic Studies*, 48, 2, pp. 289-309.
- García-Cicco, J., R. Pancrazi y M. Uribe (2010), "Real Business Cycles in Emerging Countries?", *American Economic Review*, 100, pp. 2510-2531.
- García-Verdú, R. (2005), "Factor Shares from Household Survey Data", Documento de Trabajo 2005-05, Banco de México.
- Greenwood, J., Z. Hercowitz y G. Huffman (1988), "Investment, Capacity Utilization and the Real Business Cycle", *American Economic Review*, 78, 3, pp. 402-417.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2009), Encuesta Nacional sobre el uso del tiempo 2009, México, INEGI.
- Lama, R. (2011), "Accounting for Output Drops in Latin America", *Review of Economic Dynamics*, 14, pp. 295-316.
- Lane, P. R., y G. M. Milesi-Ferretti (2007), "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004", *Journal of International Economics*, 73, 2, pp. 223-250.
- Loría, E., L. de Jesús y J. Ramírez (2011), "Recesión y desempleo en México. Un análisis estructural, 1985.1-2009.2", P. Mejía y M. E. Morales (coordinadores), *Integración y recesión económica en el binomio México-Estados Unidos*, Universidad Autónoma del Estado de México.
- Mendoza, E. (2010), "Sudden Stops, Financial Crises and Leverage", *American Economic Review*, 100, pp. 1941-1966.
- ____ (1991), "Real Business Cycles in a Small Open Economy", *American Economic Review*, 81, 4, pp. 797-818.
- ____, y V. Z. Yue (2012), "A General Equilibrium Model of Sovereign Default and Business Cycles", *Quarterly Journal of Economics*, 127, 2, pp. 889-946.
- Neumeyer, P., y F. Perri (2005), "Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, 52, 2, pp. 345-380.
- Reyes, G., y C. Moslares (2011), "México en recesión (2007-2009)", P. Mejía y M. E. Morales (coordinadores), *Integración y recesión económica en el binomio México-Estados Unidos*, Universidad Autónoma del Estado de México.
- Schmitt-Grohé, S., y M. Uribe (2007), "Optimal, Simple, and Implementable Monetary and Fiscal Rules", *Journal of Monetary Economics*, 54, pp. 1702-1725.

Schmitt-Grohé, S., y M. Uribe (2003), "Closing Small Open Economy Models", *Journal of International Economics*, 61, 1, pp. 163-185.

Uribe, M., y V. Yue (2006), "Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?", *Journal of International Economics*, 69, 1, pp. 6-36.