

Banco de México
Documentos de Investigación

N° 2018-22

**¿Qué Determina la Tasa Neutral de Interés en una
Economía Emergente?**

Julio Carrillo
Banco de México

Rocio Elizondo
Banco de México

Cid Alonso Rodríguez-Pérez
Banco de México

Jessica Roldán-Peña
Banco de México

Noviembre 2018

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

¿Qué Determina la Tasa Neutral de Interés en una Economía Emergente?*

Julio Carrillo[†]
Banco de México

Rocio Elizondo[‡]
Banco de México

Cid Alonso Rodríguez-Pérez[§]
Banco de México

Jessica Roldán-Peña^{**}
Banco de México

Resumen: La evidencia sugiere que el crecimiento potencial y la tasa neutral se mueven conjuntamente en economías avanzadas. En contraste, este co-movimiento no es observado en economías emergentes. Argumentamos que los flujos de capitales pueden explicar este comportamiento. Nos enfocamos en México, una economía emergente de referencia, y encontramos que entradas de capitales pueden explicar una reducción temporal en la tasa neutral Mexicana después de la crisis financiera global. Estas entradas aumentaron durante la implementación de políticas monetarias no convencionales en economías avanzadas. A su vez, cambios de baja frecuencia en la tasa neutral pueden atribuirse a un ahorro doméstico creciente, a cambios demográficos y a una tasa de interés real de largo plazo global decreciente. Estos resultados son ampliamente consistentes con otros estudios que señalan que la tasa neutral ha disminuido en los últimos 25 años en economías avanzadas y emergentes.

Palabras Clave: Tasa neutral de interés, economías emergentes, factores transitorios y estructurales

JEL Classification: C10, E43, E52

Abstract: Evidence suggests that potential growth and the neutral rate co-move in advanced economies. In contrast, this co-movement is not observed in emerging economies. We argue that capital flows may explain this behavior. We focus on Mexico, a benchmark emerging economy, and find that capital inflows may account for a temporary reduction in the Mexican neutral rate after the global financial crisis. These inflows surged during the implementation of unconventional monetary policies in advanced economies. In turn, low-frequency changes in the neutral rate may be attributed to increasing domestic savings, demographics, and a decreasing global long-run real interest rate. These results are largely consistent with other studies showing that the neutral rate has decreased in the last 25 years in advanced and emerging economies.

Keywords: Neutral rate of interest, emerging market economies, transitory and structural factors

*We thank Ana María Aguilar, Daniel Chiquiar, Santiago García-Verdú, Juan Ramón Hernández, Giorgio Primiceri, Claudia Ramírez, Alberto Torres, Joris Wauters, John C. Williams and two anonymous referees for their helpful comments, Luis Hernández, Valeria Durán, and Julio Pierre-Audain for their research assistance, and Tatsiana Syman for her suggestions along the edition process. This paper has benefited from helpful discussions during presentations at various seminars and conferences.

[†] Dirección General de Investigación Económica. Correo: jcarrillo@banxico.org.mx.

[‡] Dirección General de Investigación Económica. Correo: melizondo@banxico.org.mx.

[§] Dirección General de Investigación Económica. Correo: cidrodriguez@banxico.org.mx.

^{**} Dirección General de Investigación Económica. Correo: jroldan@banxico.org.mx.

1. Introducción

La tasa neutral de interés, referida indistintamente como tasa natural de interés, tasa neutral, o simplemente r^* , puede definirse como el nivel de la tasa de interés real de corto plazo que es consistente con el producto cerca de su potencial y con la inflación estable cerca de su objetivo (ver Laubach y Williams, 2003). La tasa neutral se determina en el mercado doméstico de fondos prestables, por lo que los factores que afectan a este mercado provocan cambios en la tasa neutral.¹ Se pueden clasificar estos factores en estructurales (como el crecimiento potencial, la demografía, el desarrollo de los mercados financieros, etc.) y transitorios (como las perturbaciones macroeconómicas; ver la Sección 2 para más detalles). Dado que estos factores son exógenos a los bancos centrales, r^* no es una elección de política.

En contraste, r^* es relevante para los bancos centrales porque les ayuda a determinar la postura de política monetaria.² A pesar de su importancia, la tasa neutral es un indicador elusivo para la política monetaria porque: (1) no es observable y debe inferirse utilizando métodos cuantitativos que están sujetos a una importante incertidumbre estadística y (2) puede variar en el tiempo debido a cambios en factores estructurales y transitorios.

Estudios recientes que estiman r^* en economías avanzadas y emergentes intentan determinar los niveles de las tasas de interés que impliquen un ritmo *normal* de actividad económica. Después de la crisis financiera global (CFG, de aquí en adelante), se espera que la *nueva normalidad* de las tasas de interés sea con un nivel más bajo que antes de la crisis debido a los niveles persistentemente bajos de la actividad económica en las economías avanzadas desde la CFG, al cambio en la demografía y a la decreciente tasa de interés real global de largo plazo en las últimas tres décadas (ver Rachel y Smith, 2015). En este contexto, los resultados encontrados en estos estudios son notablemente similares: la mayoría de las estimaciones

¹En este mercado, r^* es el precio y la cantidad de los préstamos negociados. Los *ahorros deseados*, tanto del lado doméstico como extranjero, determinan la oferta, mientras que la *demanda de inversión*, compuesta por deuda pública y privada, determina la demanda.

²Esta postura es *neutral* si la tasa de interés real de corto plazo es igual a r^* y es contractiva (expansiva) si la tasa real de corto plazo se ubica por arriba (abajo) de r^* . Si la postura es contractiva, la política monetaria desacelera la demanda agregada al establecer un costo de oportunidad de los fondos para el consumo y la inversión más alto de lo que sería normalmente. Lo contrario sucede si la postura es expansiva. Si se agrega una medida de mediano plazo de las expectativas de inflación a r^* se obtiene el nivel de la tasa de interés de política, en la cual la política monetaria es neutral.

muestran una tendencia a la baja en r^* desde antes de la CFG, pero la desaceleración es especialmente evidente durante la crisis.³

Holston *et al.* (2017) encuentran que las tasas neutrales estimadas y la tendencia de las tasas de crecimiento de cuatro economías avanzadas (EAs), a saber, los EE.UU., Canadá, el Reino Unido y la Zona Euro, se han movido conjuntamente durante los últimos 25 años. Estos autores sugieren que los factores globales pueden explicar en gran medida este comportamiento. En contraste, el mismo co-movimiento no se mantiene en las economías de mercados emergentes (EMEs), ya que la mayoría de estos países crecen a tasas relativamente altas, aunque, al mismo tiempo sus tasas neutrales han disminuido (ver Anexos A y B).⁴

Una dimensión que no se ha explorado completamente en la literatura de la tasa neutral es el papel de los flujos de capital en la estimación de r^* . De hecho, los flujos de capital sostenidos podrían tener un efecto duradero en la oferta de fondos prestables de una EME, afectando su tasa neutral. Este canal es potencialmente más importante para las EMEs que para las EAs, dada la exposición de las primeras en los mercados internacionales. Por lo tanto, en una EME otros factores, además del crecimiento potencial, parecen tener una importancia relativamente grande en la determinación de r^* . En este documento, se busca ilustrar este punto cuantitativamente. Centramos el análisis en México, un prototipo de EME con un importante volumen de comercio internacional y un mercado financiero amigable para los inversionistas internacionales. Se puede considerar a México como un estudio de referencia para las EMEs, ya que las técnicas utilizadas para esta economía pueden servir a otros países con características similares. En particular, la disponibilidad de series de tiempo más cortas para las EMEs

³Ver Anexo B para una revisión no exhaustiva de la literatura.

⁴El WEO de abril del FMI 2018, Recuadro 1.3, presenta estimaciones del crecimiento potencial para las EAs y las EMEs seleccionadas y encuentra que el crecimiento potencial ha disminuido persistentemente para los primeros, mientras que sigue un patrón en forma de *U* invertido para los últimos. En particular, para el grupo de las EAs, la tendencia del crecimiento cayó de 2.5% en 2001 a 1.5% en 2017, mientras que para el grupo de las EMEs, la tendencia del crecimiento se ubicó en 4% en ambos años, con un pico de 5% en 2007. En el Anexo A se revisan las tasas de crecimiento y las tasas de interés reales de corto plazo para un conjunto más amplio de EAs y EMEs. Los datos para el crecimiento del producto son consistentes con los resultados del FMI. Además, los datos para la tasa de interés real de corto plazo muestran una tendencia decreciente tanto en las EAs como en las EMEs desde al menos 1993. Estas tendencias se confirman para la tasa neutral en las EAs y las EMEs en el Anexo B.

que para las EAs plantea desafíos metodológicos significativos los cuales se abordan en este documento. El periodo de muestra abarca desde enero de 2000 hasta diciembre de 2017.⁵

A diferencia del enfoque más común de la tasa neutral en la literatura, se consideran dos medidas de frecuencia diferentes para estudiar la dinámica de r^* . A una baja frecuencia, se considera que la tasa neutral está determinada exclusivamente por factores estructurales, que cambian lentamente a lo largo del tiempo. A una alta frecuencia, se supone que los factores transitorios pueden desviar temporalmente la tasa neutral de su valor fundamental. A la medida de baja frecuencia de r^* se llama *nivel de convergencia en el largo plazo*, mientras que a la medida de alta frecuencia se refiere a r^* de *corto plazo*. En la Sección 2, se proporciona una descripción formal de estos dos conceptos.

Para conseguir una estimación robusta de r^* de corto plazo, se consideran cinco enfoques diferentes: promedios y filtros, una regla de Taylor simple recursiva, dos modelos afines de la estructura temporal de tasas de interés, un modelo Laubach y Williams (2003) adaptado para una economía pequeña y abierta y un modelo de Vectores Autorregresivos Bayesiano con interceptos que varían en el tiempo (o TVI-BVAR, por sus siglas en inglés). Algunas de estas estimaciones se ven claramente afectadas por los choques de alta frecuencia, mientras que otras filtran estos choques pero siguen presentando efectos de factores transitorios muy persistentes. Por lo tanto, se refiere a estas estimaciones, sin distinción, como medidas en el corto o mediano plazo de r^* . Por el contrario, para calcular el nivel de convergencia en el largo plazo de la tasa neutral, se estima una regla de Taylor aumentada que incluye un control para un factor transitorio muy persistente, un modelo del ciclo de negocios real (o RBC, por sus siglas en inglés) para una economía abierta y la expectativa a 10 años de la tasa de interés nominal de corto plazo calculada a partir de un modelo afín.

Todas las medidas de mediano plazo exhiben una evolución similar: en general, r^* ha tendido a la baja al menos desde el 2001. La excepción es al inicio de la CFG, donde r^* siguió

⁵El anclaje de la inflación a través de la adopción de un régimen de metas de inflación en 2001 causó un cambio drástico en las propiedades de la serie de tiempo de la inflación en México (ver Chiquiar *et al.*, 2010). Este hecho, junto con un cambio formal en el instrumento de política monetaria durante la década de los 2000, dificulta la combinación de diferentes regímenes de política monetaria utilizando un método de estimación único (el Banco de México cambió gradualmente su instrumento objetivo de la base monetaria a la tasa de interés nominal de corto plazo durante la década de los 2000s).

un patrón en forma de U , cayendo a niveles récord en el 2012 y volviendo parcialmente a su tendencia a partir del 2014. Se afirma que los factores transitorios persistentes explican el patrón en forma de U de r^* , mientras que su tendencia a la baja puede atribuirse a cambios en factores estructurales.

Con respecto a los *determinantes de corto y mediano plazo* de r^* , se argumenta que tanto los factores transitorios domésticos como los extranjeros movieron la tasa neutral hacia abajo tras la CFG. Esto debido a que la estimación del crecimiento potencial parece relativamente estable en comparación con las estimaciones de r^* . Por el lado doméstico, las condiciones de holgura prevalecientes en la economía mexicana, después de la CFG, implicaron una demanda de fondos prestables por debajo de lo normal, lo que deprimió r^* . Por el lado extranjero, se encuentran dos factores transitorios importantes: (1) persistentes condiciones de holgura en los EE.UU. después de la crisis y (2) la implementación de políticas monetarias no convencionales (UMPs, por sus siglas en inglés) por parte de los bancos centrales en algunas EAs, especialmente la Reserva Federal de Estados Unidos (Fed).

Referente al primer factor transitorio extranjero, la evidencia apunta a que el ciclo económico de los EE.UU. se correlaciona no solo con el ciclo económico mexicano, sino también con la tasa neutral mexicana. Por lo tanto, los factores transitorios que afectan a la tasa neutral en los EE.UU. también pueden impactar a la tasa neutral en México, dados los fuertes vínculos comerciales y financieros entre México y su vecino del norte.

Con respecto al segundo factor transitorio extranjero, una creciente evidencia sugiere que las UMPs desataron un auge en los flujos de capital hacia las EMEs y México no fue la excepción.⁶ En el caso de México, la mayor parte del aumento en las entradas de capital entre 2009 y 2014 se dirigió a la inversión de cartera, en particular, en títulos de deuda pública. Los datos sugieren que el aumento en las tenencias de bonos del gobierno por parte de los no residentes afectó ambos extremos de la curva de rendimientos de México, pero fue la parte de corto plazo la que experimentó un impulso sin precedentes precisamente cuando las UMPs se estaban expandiendo. Luego, cuando la Fed dio por primera vez la señal de

⁶Ver Fratzscher *et al.* (2016), Tillmann (2016), Anaya *et al.* (2017), Chari *et al.* (2017), Hernández-Vega (2017), Ramírez y González (2017) y las referencias ahí incluidas.

una reducción de sus programas de expansión cuantitativa (o QE, por sus siglas en inglés) a mediados de 2013, el impulso se desvaneció y los no residentes redujeron sus tenencias de deuda mexicana a corto plazo. El aumento y la caída de estas participaciones, que aumentaron y luego disminuyeron la oferta de fondos prestables en el país, pueden explicar por qué las estimaciones de mediano plazo de r^* alcanzaron un mínimo entre 2009 y 2012 en México.

Las estimaciones de la regla de Taylor para México apoyan la hipótesis de que las entradas de capitales deprimieron la tasa neutral mexicana cuando las UMPs se estaban expandiendo. En la Sección 3.2, se estima recursivamente una regla simple de Taylor, de la cual el intercepto corresponde a la estimación de r^* . Notablemente, tal estimación muestra un patrón en forma de U a medida que se agregan observaciones a la estimación. En contraste, cuando se incluye un indicador de las UMPs de la Fed en la regla de Taylor en la Sección 5.1, la variación en el tiempo de la estimación de r^* desaparece. Las UMPs parecen, por lo tanto, capturar un factor transitorio muy persistente afectando a la tasa neutral mexicana.

Con respecto a los *determinantes del nivel de convergencia en el largo plazo de r^** , se argumenta nuevamente que los factores estructurales domésticos y extranjeros explican la caída aparentemente registrada desde la década de los 2000s hasta la fecha. Por el lado doméstico, se observa (1) un crecimiento sostenido del ahorro nacional como porcentaje del PIB, (2) un aumento de la proporción de la población en edad de trabajar, (3) una perspectiva decreciente en el crecimiento de la fuerza laboral y (4) una tendencia plana de la productividad. Los cuatro factores implican un menor nivel de convergencia en el largo plazo de r^* .⁷ Por el lado extranjero, la reducción sostenida en la tasa de interés real de largo plazo global puede haber impulsado el crédito internacional de largo plazo hacia el mercado mexicano, reduciendo la tasa de interés real de largo plazo a través de condiciones de no arbitraje. Este último ha contribuido a aumentar la oferta de fondos prestables en la economía, ejerciendo una presión a la baja en r^* .

En este documento, se hacen dos contribuciones a la ya extensa literatura sobre la tasa neutral.⁸ Por el lado metodológico, se hace la distinción entre los determinantes de alta y

⁷En el mercado de fondos prestables, los dos primeros factores aumentan la oferta, mientras que los dos últimos reducen la demanda (a través de su influencia en la inversión).

⁸Ver el Anexo B para una revisión de la literatura.

baja frecuencia de r^* , lo que complementa la discusión sobre las implicaciones para la banca central. Una consecuencia importante es que la postura de política monetaria de un banco central debe evaluarse no solo con respecto a un objeto relativamente estático (el nivel de convergencia en el largo plazo de r^*), sino también con respecto a un objeto dinámico que se ve afectado por factores transitorios (r^* de corto plazo).

La noción de una r^* de corto plazo y su valor en el más largo plazo también aparece en Laubach y Williams (2016). Para distinguir entre las dos variables, los autores incluyen un factor no observable con reversión a la media en su modelo para EE.UU. que afecta a r^* de corto plazo. Sin embargo, no interpretan lo que es este factor latente. Curiosamente, el único episodio en el que r^* de corto plazo se desvía en forma persistente de su nivel de más largo plazo es durante la CFG. Los factores transitorios persistentes sin precedentes, experimentados durante la crisis, hacen más relevante la distinción entre medidas de alta y baja frecuencia de la tasa neutral. En este documento se formaliza el concepto de r^* de corto plazo y su nivel de convergencia en el largo plazo utilizando la teoría económica. Esta descomposición ayuda a los bancos centrales a evaluar los factores que pueden afectar la postura de la política monetaria en los horizontes de corto y largo plazo.⁹

En el aspecto técnico, se propone un modelo TVI-BVAR diseñado explícitamente para una economía pequeña y abierta (o EPA). Esta herramienta aborda algunas de las críticas recientes al enfoque de Laubach y Williams.¹⁰ La ventaja del modelo TVI-BVAR es que puede incluir un conjunto más amplio de variables extranjeras y domésticas para explicar la dinámica de una EPA. Por lo tanto, el modelo TVI-BVAR estima un patrón más estable de la tasa neutral en comparación con los modelos con una estructura más rígida. El modelo TVI-

⁹Como ilustración de este punto, algunos participantes en la reunión del FOMC del 30 al 31 de enero de 2018, distinguieron entre las estimaciones actuales de r^* en EE.UU. y su valor en el más largo plazo: “[s]egún la mayoría de las estimaciones, el nivel neutral de la tasa de fondos federales había sido muy bajo en los últimos años, pero se esperaba que aumentara lentamente con el tiempo hacia su nivel en el largo plazo. Sin embargo, las perspectivas para la tasa neutral eran inciertas [...] Por ejemplo, la tasa neutral, que parecía haber disminuido drásticamente durante la crisis financiera global, cuando las dificultades financieras habían restringido la demanda, podría subir más de lo previsto a medida que la economía mundial se fortalecía. Alternativamente, el nivel en el más largo plazo de la tasa neutral podría permanecer bajo en ausencia de cambios fundamentales en las tendencias de la productividad, la demografía o la demanda de activos seguros” (sic).

¹⁰Kiley (2015) y Taylor y Wieland (2016) han enfatizado el papel de factores omitidos en el modelo de Laubach y Williams. Ver las Secciones 3.5 y 5.1 para más detalles.

BVAR es similar en espíritu a los modelos BVAR con parámetros que varían en el tiempo (o TVP, por sus siglas en inglés) de Lubik y Matthes (2015) y Johansen y Mertens (2016) para los EE.UU. Una similitud entre los modelos TVI y TVP es que utilizan su componente de tendencia periodo por periodo como una estimación de la tasa neutral de mediano plazo. La diferencia es que, dado el conjunto más amplio de variables consideradas en el TVI, este modelo permite la variación en el tiempo solo para un subconjunto de sus parámetros. Teniendo en cuenta todos los puntos, incluidas las complejas interacciones internacionales que enfrenta una EME típica, el modelo TVI-BVAR es una herramienta apropiada y flexible para estimar r^* en este tipo de economías.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La Sección 2 distingue entre factores estructurales y transitorios en la determinación de r^* usando un modelo simple de equilibrio general. La Sección 3 presenta las estimaciones en el mediano plazo de r^* para México. La Sección 4 discute los factores transitorios que explican los cambios en r^* en frecuencias del ciclo económico. La Sección 5 se centra en el nivel de convergencia en el largo plazo de la tasa neutral en México. Finalmente, la Sección 6 concluye.

2. Antecedentes sobre la Tasa Neutral y sus Determinantes

La tasa neutral de interés es el nivel de la tasa de interés real de corto plazo que es consistente con la actividad económica cercana a su nivel potencial (o eficiente) y la inflación cercana a su meta de largo plazo. En otras palabras, si la tasa de interés real de corto plazo es igual a r^* , entonces la brecha del producto se cierra. La tasa neutral puede variar en el tiempo no solo debido a cambios en los factores estructurales, sino también a la aparición de factores transitorios. Los primeros normalmente cambian muy lentamente (por ejemplo, la demografía, la tendencia de la productividad, la estructura de los mercados), mientras que los segundos reflejan los choques macroeconómicos que se esperan desaparezcan con el tiempo. La distinción entre estos dos tipos de factores es relevante, porque ayuda a diferenciar las implicaciones para la política monetaria de los cambios en r^* . Un banco central puede to-

mar acciones diferentes dependiendo de si espera que los cambios en r^* sean permanentes o temporales.

Ahora se ilustra el efecto de los factores estructurales y transitorios en r^* con la ayuda de un modelo RBC simple. Aunque no se usa este modelo en el análisis cuantitativo, este ayuda a fijar ideas sobre las diferencias entre r^* de corto plazo y su nivel de convergencia en el largo plazo.

2.1. Determinantes de una Economía Cerrada

Se supone una economía con un agente representativo, en la que el agente elige el consumo C_t , la tenencia de bonos B_t , las horas trabajadas n_t , la inversión I_t , el capital K_t y la producción Y_t , para maximizar su utilidad esperada descontada de por vida, sujeta a restricciones de presupuesto, tecnología y recursos. El objetivo del agente es de la siguiente forma

$$\max_{C_\tau, B_\tau, n_\tau, I_\tau, K_\tau, y_\tau} E_t \left\{ \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} [\log C_\tau - h(n_t)] \right\} \quad \forall \tau \geq t$$

sujo a:

$$0 \leq Y_\tau + B_{\tau-1} - C_\tau - I_\tau - \frac{B_\tau}{(1 + r_\tau) \exp(\varepsilon_\tau)}, \quad (\text{rest. presupuestal})$$

$$Y_\tau = K_{\tau-1}^\alpha (A_\tau n_\tau)^{1-\alpha}, \quad (\text{tecnología})$$

$$K_\tau \leq (1 - \delta) K_{\tau-1} + I_\tau - \frac{\vartheta}{2} \left(\frac{I_\tau}{K_{\tau-1}} - (\delta + \gamma) \right)^2 K_{\tau-1}, \quad (\text{acum. de capital})$$

$$Y_\tau = C_\tau + I_\tau. \quad (\text{rest. de recursos})$$

La variable r_t es la tasa de interés real, mientras que ε_t es una perturbación estocástica transitoria de media cero que afecta al retorno de los ahorros. La economía crece a una tasa constante, γ , que entra en el modelo a través de la tendencia determinista neutral del trabajo, $A_t = A_{t-1} (1 + \gamma)$. A su vez, $\beta < 1$ es el factor de descuento subjetivo, $1 - \alpha$ es la participación del ingreso laboral, $\vartheta > 0$ mide la intensidad de los costos de ajuste del capital y δ es la tasa de depreciación del capital. Además, se observa que los costos de ajuste del capital

incorporan el hecho de que la economía está creciendo a una tasa γ , de tal forma que la razón inversión-capital en estado estacionario es igual a $\delta + \gamma$.¹¹

La dinámica de la economía sin tendencia en equilibrio se puede resumir mediante las siguientes dos relaciones (las letras minúsculas denotan variables de crecimiento sin tendencia, tal que $x_t \equiv \frac{X_t}{A_t}$ para $X_t \in \{C_t, I_t, Y_t\}$ y $k_{t-1} \equiv \frac{K_{t-1}}{A_t}$):

$$1 + r_t = E_t \left\{ \frac{c_{t+1}}{c_t} \right\} \frac{1 + \gamma}{\beta} \frac{1}{\exp(\varepsilon_t)}, \quad (1)$$

$$1 + r_t = E_t \left\{ \frac{1}{q_t \exp(\varepsilon_t)} \left[\alpha \frac{y_{t+1}}{k_t} + q_{t+1} (1 - \delta - \kappa_{t+1}) \right] \right\}, \quad (2)$$

donde $q_t = \left[1 - \vartheta \left(\frac{i_t}{k_{t-1}} - (\delta + \gamma) \right) \right]^{-1}$ es el precio relativo del capital y κ_t es la proporción del capital del último periodo que se pierde debido a los costos de ajuste cuando se produce nuevo capital.¹² La ecuación (1) es la condición de primer orden para la tenencia de bonos y determina la *oferta de fondos prestables* en la economía, o el plan financiero del *ahorro deseado*. Como $c_t = y_t - i_t$, se sigue que, manteniendo todo lo demás constante, la oferta de fondos prestables es de pendiente positiva en el espacio (i_t, r_t) . La ecuación (2), que denota la *demanda de inversión agregada*, resulta de combinar las condiciones de primer orden para el capital y la inversión, que en este caso es también la *demanda de fondos prestables* de la economía.¹³ Reemplazando el precio del capital en esa ecuación, se puede mostrar que la demanda de fondos prestables es de pendiente negativa en el espacio (i_t, r_t) .

Para ilustrar los efectos de los factores estructurales en r^* , se supone que el choque estocástico ε_t es igual a cero. De la oferta de fondos prestables, se puede ver que el nivel de convergencia en el largo plazo de la tasa neutral, que se denota por \bar{r}^* , está determinado por

¹¹Para ver esto, se escribe la ley del movimiento del capital en términos de las variables sin tendencia del capital e inversión, es decir, $k_{t-1} \equiv K_{t-1}/A_t$ y $i_t \equiv I_t/A_t$, tal que $k_t A_{t+1} \leq (1 - \delta) k_{t-1} A_t + i_t A_t - \frac{\vartheta}{2} \left(\frac{i_t A_t}{k_{t-1} A_t} - (\delta + \gamma) \right)^2 k_{t-1} A_t$. En estado estacionario, los costos de ajuste son cero, mientras que el capital y la inversión, \bar{k} y \bar{i} , respectivamente, resuelven la ecuación $\bar{k} A_{t+1} = (1 - \delta) \bar{k} A_t + \bar{i} A_t$, de donde $\bar{i}/\bar{k} = \delta + \gamma$.

¹²Se puede mostrar que $\kappa_t = \vartheta \left(\frac{i_t}{k_{t-1}} - (\delta + \gamma) \right) \left[\frac{1}{2} \left(\frac{i_t}{k_{t-1}} - (\delta + \gamma) \right) - \frac{i_t}{k_{t-1}} \right]$.

¹³Note que la demanda de fondos prestables también puede incluir deuda pública si un gobierno utiliza este instrumento para financiar el gasto público. Kocherlakota (2015) y Winter (2017) argumentan que la tasa neutral puede aumentar por la emisión de nueva deuda pública en un entorno no-Ricardiano (por ejemplo, con agentes con restricciones financieras). Dicha política desplazaría efectivamente hacia la derecha la demanda de fondos prestables, mientras que los agentes no-Ricardianos no aumentarían proporcionalmente sus ahorros deseados.

γ y β , tal que

$$1 + \bar{r}^* = \frac{1 + \gamma}{\beta}. \quad (3)$$

Un menor crecimiento económico potencial γ o un agente más paciente (es decir, con una mayor β), tenderá a disminuir el nivel al que r^* convergerá en el largo plazo. Este es el caso porque en ambos escenarios, el agente está dispuesto a volver a equilibrar su cartera con los bonos, por lo que la oferta de fondos prestables se desplaza a la derecha, cruzando la demanda de inversión a una tasa de interés real de equilibrio más baja.¹⁴ Los factores que afectan a γ se relacionan con la tendencia de la productividad y el crecimiento de la población. A su vez, los cambios en la composición demográfica de un país podrían representarse, en forma reducida, por cambios en β . Por ejemplo, una mayor proporción de la población en edad de trabajar tiende a aumentar la tasa de ahorro nacional, ya que este grupo se caracteriza típicamente por un perfil de ahorro más fuerte que el de otros (es decir, la β del agente representativo tenderá a ser más alta; ver también Rachel y Smith, 2015). Además, la inclusión financiera, al permitir que una mayor proporción de la población acceda a los mercados financieros, también podría aumentar β .

Con el fin de entender el efecto de los factores transitorios sobre r^* , se supone que hay una innovación positiva de ε_t que aumenta los rendimientos de los bonos. Después del choque, hay dos alternativas para satisfacer la ecuación (1). En la primera, la tasa de interés real no cambia y el consumo actual cae por debajo de su nivel de equilibrio en el largo plazo. En la segunda, el consumo se mantiene mientras que la tasa de interés real cae en la misma proporción en que aumenta el choque. Este último escenario define la tasa neutral en frecuencias más altas o r^* de *corto plazo*. Una caída de suficiente magnitud en la tasa de interés real asegura que el consumo no se desvíe de su nivel de equilibrio en el largo plazo, manteniendo la brecha del producto cerrada. En este modelo simple, la relación entre r^* de corto plazo y

¹⁴Cambios en otros parámetros profundos, como α o δ , tienen un impacto en el nivel de largo plazo del ahorro total, la inversión y la producción, pero dejan la tasa neutral sin cambios. La razón es que los cambios en estos parámetros cambian tanto la oferta como la demanda de fondos prestables en proporciones similares para que \bar{r}^* no cambie.

su nivel de convergencia en el largo plazo de \bar{r}^* está dado por

$$\begin{aligned} 1 + r_t^* &= E_t \left\{ \frac{c_{t+1}^*}{c_t^*} \right\} \frac{1 + \gamma}{\beta} \frac{1}{\exp(\varepsilon_t)} \\ &= \frac{1 + \bar{r}^*}{\exp(\varepsilon_t)}, \end{aligned} \quad (4)$$

donde c_t^* es el valor en estado estacionario sin tendencia del consumo (note que $c_t^* = c^*$ para todo t). La Figura 1 muestra gráficamente esta relación. En la figura 1, se suponen cambios de baja frecuencia para el crecimiento potencial y las preferencias de tiempo, por lo que \bar{r}_t^* depende de γ_t y β_t . A su vez, ε_t muestra fluctuaciones temporales a una alta frecuencia.

La distinción entre r^* de corto plazo y su nivel de convergencia en el largo plazo no solo es interesante desde una perspectiva académica, sino también para los hacedores de política cuando instrumentan su política monetaria. La siguiente cita traducida de las minutas del FOMC de octubre de 2015 de la Fed ilustra claramente este punto:

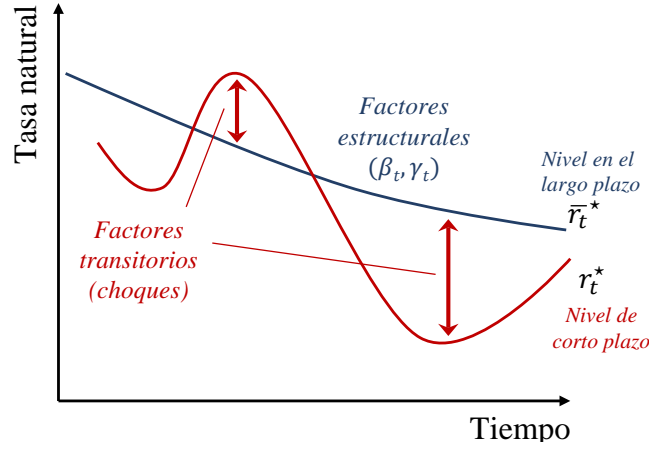
“Estimaciones derivadas de una variedad de modelos empíricos para la economía de los Estados Unidos [...] indicaron que r^ de corto plazo cayó bruscamente con el inicio de la crisis financiera y la recesión de 2008-2009, muy probablemente a niveles negativos. [...] [En la] discusión sobre el uso potencial de r^* en las deliberaciones de política monetaria, los hacedores de política [...] [indicaron que el crecimiento del PIB real] ha superado, en promedio, el crecimiento del PIB potencial, [... lo cual] sugiere que el nivel observado de las tasa de interés real de corto plazo ha estado por debajo [...] de la tasa real de equilibrio. [...] [Se espera] que r^* de corto plazo aumente a medida que la expansión económica continú[e], pero probablemente solo de forma gradual. Además, el nivel normal en el largo plazo al cual la tasa nominal de fondos federales podría esperarse que converja en la ausencia de choques adicionales en la economía [...] probablemente sería menor de lo que fue en décadas anteriores.”*

Esta cita es informativa sobre el proceso de toma de decisiones de la Fed. No solo la Fed esperaba un nivel normal más bajo de su instrumento de política en el largo plazo, sino que también reconoce cómo los cambios en r^* de corto plazo afectaron su postura actual de política monetaria.

2.2. Determinantes en una Economía Abierta

Las EMEs pueden ser más vulnerables que las EAs a los ajustes en los mercados internacionales de capital. Una forma sencilla de incorporar esta dimensión en el modelo anterior

Figura 1: r^* de Corto Plazo y su Nivel de Convergencia en el Largo Plazo



es suponer que el agente representativo puede pedir prestado en el extranjero. En tal caso, la restricción presupuestal del agente es:

$$C_\tau + I_\tau + \frac{B_\tau}{(1 + r_\tau) \exp(\varepsilon_\tau)} - \frac{\mathcal{E}_\tau B_\tau^f}{1 + r_\tau^f} \leq Y_\tau + B_{\tau-1} - \mathcal{E}_\tau B_{\tau-1}^f,$$

donde B^f es la deuda externa, \mathcal{E} es el tipo de cambio real expresado como bienes domésticos por una unidad del bien extranjero y r^f es la tasa de interés real a la cual los inversionistas extranjeros aceptan comprar activos nacionales. B^f representa la entrada de capitales a la economía doméstica, por lo que aparece con un signo opuesto al de los bonos domésticos en la restricción presupuestal. A su vez, se supone que $r_t^f = r_t^w + \phi(\mathcal{E} B_t^f / Y_t)$, donde r^f es una función de la tasa de interés mundial r^w y la prima de riesgo país ϕ , la cual es una función creciente de la razón deuda-externa-a-PIB. Bajo el supuesto de flujos libres de capital, la condición de equilibrio de la deuda externa produce una condición de paridad descubierta de tasas de interés:

$$r_t = r_t^w + E_t \Delta \% \mathcal{E}_{t+1} + \varphi_t,$$

donde $\Delta \% \mathcal{E} \equiv (\mathcal{E} - \mathcal{E}_{-1}) / \mathcal{E}_{-1}$ es la depreciación real y $\varphi_t = \phi(\cdot) - \varepsilon_t$. Esta ecuación regula los flujos de capital en la economía. Por ejemplo, una r^w persistentemente baja puede aumentar la demanda de activos domésticos. La entrada de capitales, a su vez, aumentará la oferta de fondos prestables en la economía, presionando a la baja a r^* . En el caso opuesto, una

reversión esperada de r^w hacia niveles más normales podría retirar capitales de la economía, disminuyendo la oferta de fondos prestables.

2.3. Desambigüedad de las Definiciones de r^*

En un modelo RBC, como el descrito anteriormente, los precios y los salarios son lo suficientemente flexibles para permitir que el producto alcance siempre su nivel eficiente, de forma que la tasa de interés real de corto plazo siempre sea igual a r^* de corto plazo. Los modelos de Equilibrio General Dinámicos Estocásticos (o DSGE, por sus siglas en inglés) Nuevo Keynesianos se refieren a este enfoque cuando definen la tasa neutral, es decir, la tasa de interés real de corto plazo que prevalecería en ausencia de rigideces nominales (ver por ejemplo Cúrdia *et al.*, 2015).

Los modelos DSGE Nuevo Keynesianos tienen ventajas y desventajas al medir r^* . Cuando se estiman con datos observados, estos modelos relacionan los cambios en r^* de corto plazo a choques transitorios particulares. Una limitación es que estas interpretaciones dependen del modelo elegido. Una deficiencia más importante es que el nivel de convergencia en el largo plazo de la tasa neutral se supone constante y determinada por el investigador. Adicionalmente, los métodos de solución involucrados al estimar los modelos DSGE no son adecuados para capturar cambios de baja frecuencia en los factores estructurales que afectan a r^* .¹⁵ En contraste, modelos más flexibles de forma reducida, como el enfoque semi-estructural de Laubach y Williams (2003), pueden capturar la tendencia de r^* , pero pueden enfrentar problemas para filtrar choques muy persistentes en la estimación. Otros modelos de series de tiempo, como el modelo TVP-BVAR de Johannsen y Mertens (2016), enfrentan el mismo problema. Por esta razón, las estimaciones de r^* a partir de modelos de forma reducida podrían entenderse, en el mejor de los casos, como estimaciones de mediano plazo.

Este documento se centra en modelos de forma reducida para estimar r^* en México. Por lo tanto, se proporcionan estimaciones de mediano plazo de esta variable. Algunas de estas

¹⁵La inferencia bayesiana utilizada para estimar empíricamente los modelos DSGE hace que los métodos de solución global sean muy costosos. Por lo tanto, la mayoría de las estimaciones bayesianas de estos modelos se basan en métodos de solución que consideran la linealización alrededor de un equilibrio de estado estacionario fijo.

estimaciones están más cerca del concepto de r^* de corto plazo, ya que están claramente afectadas por choques de alta frecuencia. En contraste, otras estimaciones permanecen más cercanas al concepto de \bar{r}^* en la medida en que sus métodos de estimación puedan filtrar factores transitorios (muy) persistentes.

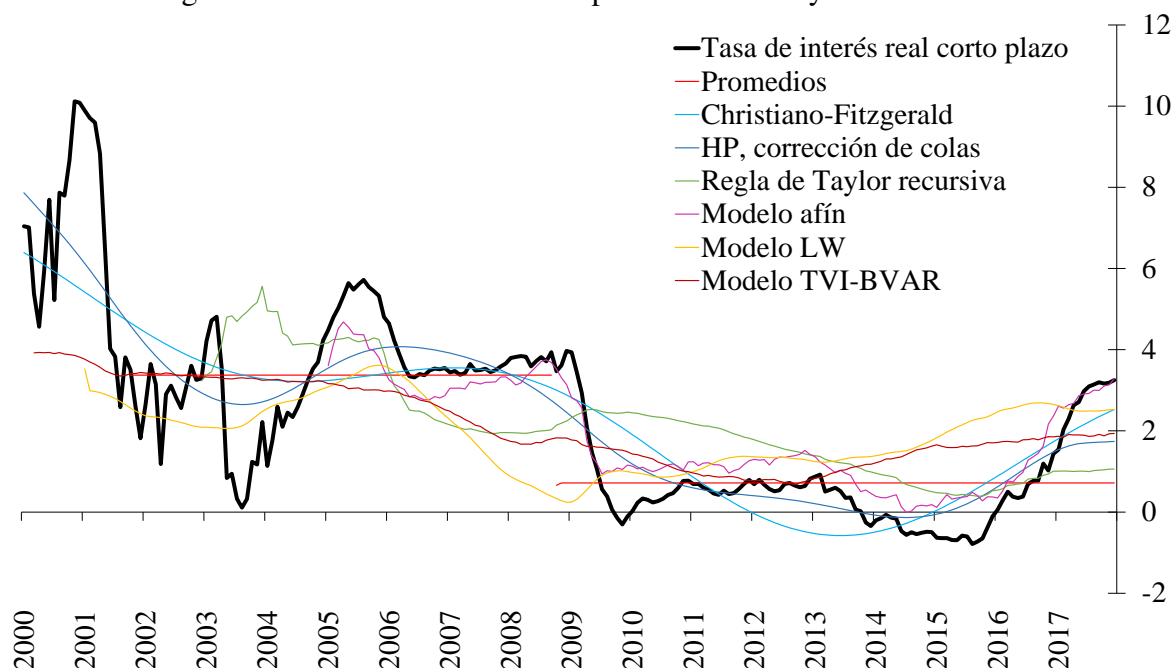
3. Medidas de Corto y Mediano Plazo de r^* en México

Se consideran seis metodologías diferentes para estudiar la evolución de r^* en el mediano plazo: promedios de ciclos económicos, filtros univariados, una regla de Taylor simple estimada recursivamente, dos modelos afines de la estructura temporal de tasas de interés, una adaptación del modelo de Laubach y Williams (2003) para una EPA y un modelo BVAR para los EE.UU. y México con interceptos que varían en el tiempo. Las estimaciones puntuales de estos modelos se muestran en la Figura 2. A pesar de sus diferencias, todas las metodologías sugieren una reducción importante en r^* a raíz de la CFG de 2008 y un aumento robusto desde 2014. El grado de incertidumbre alrededor de estas estimaciones depende de qué tan bien cada metodología pueda diferenciar entre factores transitorios y cambios en factores estructurales.

Para todas las estimaciones, se utiliza la tasa de interés real ex-ante de corto plazo, medida como la tasa de interés nominal interbancaria a un día menos las expectativas de la inflación general para los siguientes 12 meses. Esta última serie se extrae de la encuesta de especialistas privados en economía del Banco de México.¹⁶ Para los modelos multivariados, se discuten los datos que se utilizan en cada uno de ellos cuando estos son descritos más adelante. El periodo de estudio abarca desde enero de 2000 hasta diciembre de 2017 en frecuencia mensual y trimestral, según la disponibilidad de los datos y el modelo utilizado.

¹⁶Ver la Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado del Banco de México (<http://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/encuestas-sobre-las-expectativas-de-los-especialis/encuestas-expectativas-del-se.html>). Se utilizan medidas basadas en encuestas de las expectativas de inflación en lugar de medidas basadas en el mercado, porque estas últimas tienen que ser extraídas de modelos, por lo que es inherente que existe incertidumbre sobre estos indicadores atribuidos a la elección del modelo elegido por el investigador.

Figura 2: Resumen de Resultados para r^* de Corto y Mediano Plazo



Fuente: Estimaciones propias con datos del INEGI, Banco de México, Valmer, PiP, la Fed de NY y la base de datos del FRED de San Louis.

3.1. Promedios y Filtros

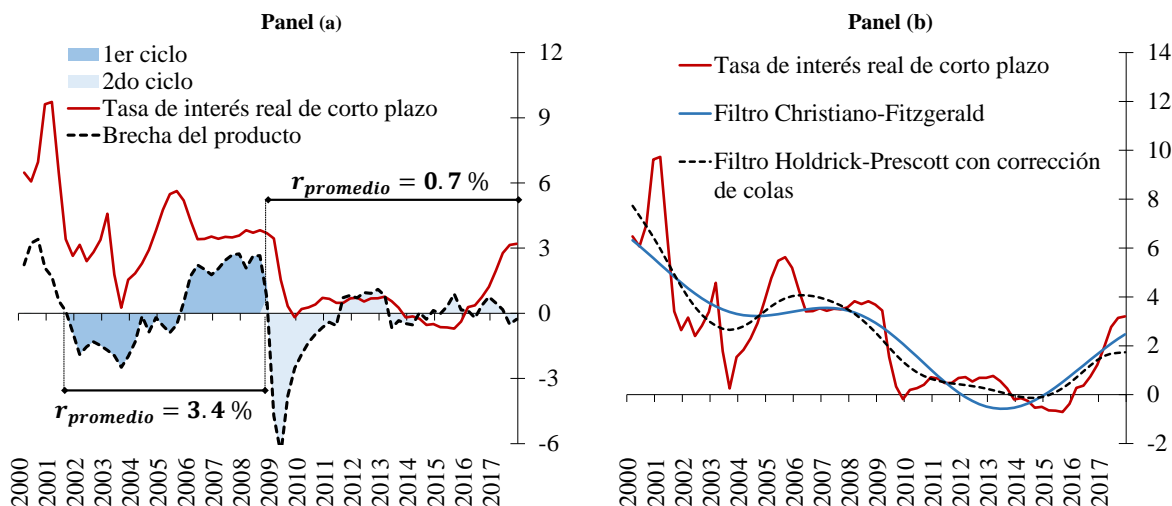
Un indicador simple de r^* de mediano plazo es el promedio de la tasa de interés real ex-ante durante un ciclo económico completo, este último se define como una desaceleración y un repunte del producto con respecto a su tendencia. En la muestra, se tiene un ciclo económico completo desde 2001 hasta 2008, mientras que se considera que el segundo sigue en curso, a partir de 2009 hasta el final de la muestra. Estos ciclos se presentan en el panel (a) de la Figura 3, usando la estimación de la brecha del producto del Banco de México.¹⁷ La figura también muestra la tasa de interés real ex-ante en frecuencia trimestral. De acuerdo con esta metodología, r^* disminuyó sustancialmente de un ciclo a otro, cayendo de 3.4% a 0.7%.¹⁸

Una alternativa para medir los cambios en r^* es a través de filtros estadísticos univariados. Las estimaciones del filtro Christiano-Fitzgerald y del filtro Hodrick-Prescott con corrección

¹⁷Ver Banco de México (2009), pp. 69, para obtener más detalles sobre esta estimación.

¹⁸Estos números no cambian mucho si se considera que el segundo ciclo termina en 2014.

Figura 3: Promedios y Tendencias de la Tasa de Interés Real de Corto Plazo



Fuente: Estimaciones propias con datos del INEGI y Banco de México.

de colas se presentan en el panel (b) de la Figura 3.¹⁹ Las series suavizadas capturan una tendencia a la baja en la tasa de interés real ex-ante desde 2000 hasta 2008 y un patrón en forma de *U* de 2009 a 2017.

Debido a su simplicidad, los promedios y las series suavizadas no proporcionan información acerca de los determinantes detrás de la aparente caída en r^* .

3.2. Regla de Taylor Simple

A continuación, se evalúa el comportamiento de r^* al aproximar una función de reacción estándar para el banco central en respuesta a las desviaciones de la inflación y el producto de sus niveles deseados. La regla de la tasa de interés resultante no debe tomarse como la directriz de la política del banco central, sino como un indicador base para interpretar el comportamiento sistemático de la política monetaria. Se estima la siguiente regla de Taylor con suavizamiento en la tasa de interés:

$$R_t = (1 - \rho)[\bar{r}^* + \bar{\pi} + \delta(\pi_t - \bar{\pi}) + \theta\hat{y}_t] + \rho R_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

¹⁹Para el filtro de Christiano y Fitzgerald (2003), se usa un filtro de paso de banda asimétrico, que aísla los componentes cíclicos entre 2 y 96 meses (lo cual es un supuesto habitual en cuanto a la duración de un ciclo económico). En el caso del filtro Hodrick-Prescott, se usa un parámetro de suavizamiento de 14,400 y una corrección de colas como lo sugiere St-Amant y van Norden (1997).

donde R es la tasa de interés nominal interbancaria a un día, π es la inflación, \hat{y} es la brecha del producto y ε captura cualquier cambio en R no explicado por la regla. Además, la regla incluye un rezago en la tasa de interés nominal para capturar ajustes graduales en esta variable inducidos por el banco central. Finalmente, la tasa neutral \bar{r}^* denota el nivel de la tasa de interés real que debería prevalecer cuando la inflación es igual a su meta $\bar{\pi}$ y la brecha del producto es igual a cero. Note que se ha agregado una *barra* superior a este estimador para denotar el nivel de convergencia en el largo plazo de la tasa neutral (ver la ecuación 3).

Con el fin de capturar los cambios en \bar{r}^* durante el periodo de muestra, se estima la ecuación (5) de forma recursiva en frecuencia mensual. En particular, primero se estima la regla desde enero de 2000 hasta diciembre de 2002 vía el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS, por sus siglas en inglés) y luego se re-estima agregando una observación mes a mes hasta que se llega al final de la muestra. Se utiliza la inflación general anual, medida por el INPC, y se estima la brecha del producto utilizando el Indicador Global de la Actividad Económica de México (IGAE), publicado mensualmente por el INEGI.²⁰ Los resultados de este ejercicio se muestran en la Figura 4. En línea con la evidencia de los promedios y filtros, la tasa neutral parece haber caído desde 2008 hasta 2015, revirtiendo parcialmente su tendencia posteriormente.

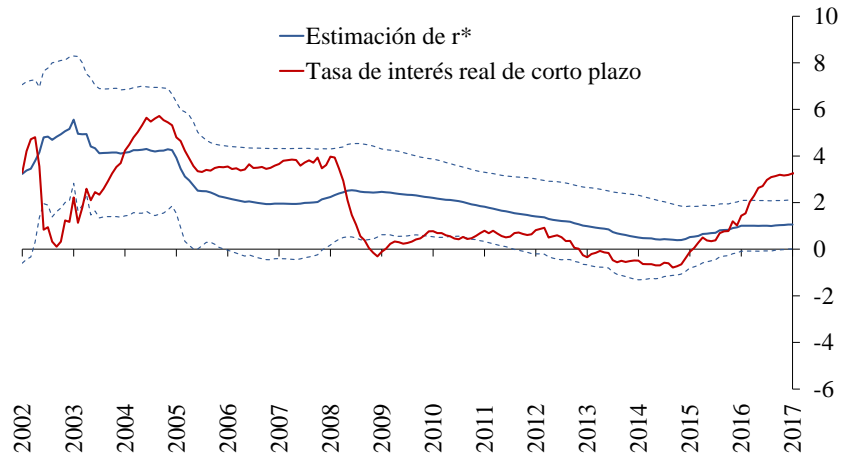
Una pregunta que permanece sin respuesta en este ejercicio es *¿por qué \bar{r}^* parece cambiar durante el periodo de estudio, en particular, cuando se supone que es un indicador de largo plazo de la tasa neutral?* La respuesta a esta pregunta puede estar relacionada con factores omitidos en la ecuación (5). Se regresará a este punto en la subsección 5.1, donde se revisa la estimación de la regla de Taylor para México.

3.3. Modelos Afines de la Estructura Temporal de Tasas de Interés

En este ejercicio, se estiman dos modelos afines de la estructura temporal de tasas de interés con datos para México, uno similar a Adrian *et al.* (2013) y otro a Kim y Wright (2005),

²⁰Para calcular una medida de la holgura económica del IGAE, se usa la desviación porcentual respecto a su tendencia, la cual se estima mediante el filtro Hodrick-Prescott con corrección de colas.

Figura 4: Intercepto de la Regla de Taylor y la Tasa de Interés Real de Corto Plazo



Nota: El rango corresponde a dos desviaciones estándar de la estimación.

Fuente: Estimaciones propias con datos del INEGI y Banco de México.

de aquí en adelante ACM y KW, respectivamente.²¹ Los modelos suponen condiciones de no arbitraje en los mercados financieros, para calcular un promedio esperado de la tasa de interés nominal de un bono con vencimiento a n meses en un horizonte de k periodos. La estructura de ambos modelos es similar y se puede escribir en forma de un modelo de espacio de estados como:

$$X_t = \underbrace{\mu + \phi X_{t-1} + \vartheta_{t+1}}_{\text{ECUACIÓN DE TRANSICIÓN}}, \quad (6)$$

$$i_t^{(n)} = \underbrace{A_n + B_n' X_t}_{\text{ECUACIÓN DE MEDIDA}}, \quad (7)$$

donde X es un vector de factores o variables de estado, $i_t^{(n)}$ es la tasa de interés nominal de un bono con vencimiento a n meses, ϑ son las innovaciones del vector de los estados y son ruido blanco, ϕ y B_n son matrices de coeficientes, μ y A_n son vectores de coeficientes. El modelo ACM tiene cinco factores *observables* en el vector X , cada uno como un proxy para las siguientes características de la curva de rendimientos: (1) nivel, (2) pendiente, (3) curvatura, (4) exceso de retornos implícitos y (5) prima por plazo. Se estima este modelo

²¹ Ambos modelos ofrecen expectativas basadas en el mercado de la tasa de interés nominal de corto plazo. Sin embargo, el nivel de estas expectativas puede diferir porque el modelo ACM parece verse afectado relativamente más por factores transitorios.

vía OLS y componentes principales. En contraste, el vector X en el modelo KW contiene solo tres factores *latentes*, que corresponden a las tres primeras características de la curva de rendimientos enumeradas anteriormente. Se estima este modelo vía máxima verosimilitud y el filtro de Kalman. En ambos modelos, se utilizan datos disponibles de 2004 a 2017 de los rendimientos de los bonos cupón cero del gobierno con vencimientos de 1 mes a 120 meses.²²

De cada modelo, se obtiene la trayectoria promedio esperada de la tasa de interés nominal de los bonos con vencimiento a 1 mes para los horizontes que van de 1 a 60 meses.²³ Para obtener una medida de r^* de mediano plazo en cada modelo, se restan las expectativas de inflación a la tasa nominal esperada en cada horizonte, tal que

$$r_t^{\star, m} = \frac{1}{60} \sum_{k=1}^{60} \left[E_t \left\{ i_{t+k}^{(1)} \right\} - \bar{\pi}_{t+k}^e \right], \quad (8)$$

donde $m = ACM, KW$, y $\bar{\pi}_{t+k}^e$ es la expectativa de inflación general en el horizonte k , la cual se estima como en Aguilar-Argáez *et al.* (2016).²⁴ La estimación de r^* se calcula a través del promedio de ambas trayectorias,

$$r_t^{\star} = \frac{r_t^{\star, ACM} + r_t^{\star, KW}}{2}.$$

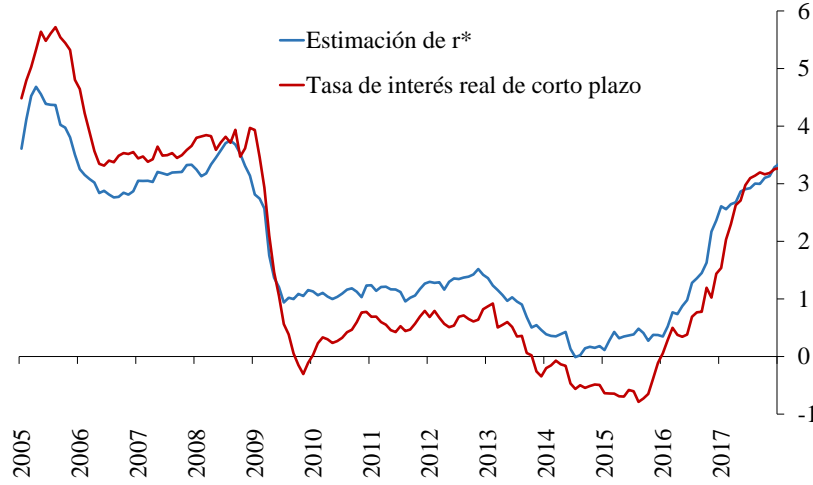
La estimación de r^* refleja el nivel promedio de la tasa de interés real de corto plazo que esperan los inversionistas en 1 mes a 5 años. La Figura 5 muestra la estimación de la estructura temporal de r^* . Análogamente a los resultados anteriores, los modelos afines sugieren que los inversionistas esperaban que la tasa de interés real de corto plazo se desplomara al inicio de la CFG.

²²Se pueden encontrar más detalles sobre estas metodologías en Adrian *et al.* (2013) y Kim y Wright (2005). En particular, los coeficientes A_n y B_n se estiman recursivamente y dependen de los parámetros de riesgo. Cuando estos parámetros son iguales a cero, se obtienen los coeficientes libres de riesgo A_n^{RF} y B_n^{RF} . Usando estos coeficientes se puede calcular la expectativa promedio en el tiempo t de las tasas de interés de corto plazo durante los siguientes k periodos, ya que $E_t[i_{t+1, t+k}^{(1)}] = -(1/n)(A_n^{RF} + B_n^{RF} X_t)$.

²³El error cuadrático medio entre la tasa de interés nominal observada y ajustada de los modelos ACM y KW son 17 puntos base y 1 punto base, respectivamente, para un horizonte de 5 años.

²⁴Los autores siguen a Adrian y Wu (2009) y Melo-Velandia y Granados-Castro (2010) para estimar las expectativas de inflación implícitas en los instrumentos financieros, es decir, la compensación por inflación y riesgo inflacionario de largo plazo. El modelo utiliza tres factores, de los cuales dos son latentes y uno es la inflación observada. Vale la pena mencionar que $i_{t+k}^{(1)}$ y $\bar{\pi}_{t+k}^e$ no se estiman conjuntamente, ya que el modelo presentado en esta sección y el de Aguilar-Argáez *et al.* (2016) tienen diferentes estructuras de factores, parámetros y variables.

Figura 5: Promedio de la Expectativa de la Tasa de Interés Real de Corto Plazo Implícita en Instrumentos Financieros



Fuente: Estimaciones propias con datos de PiP y Valmer.

3.4. Modelo de Laubach y Williams Adaptado para una Economía Pequeña y Abierta

En este ejercicio, se adapta el modelo de Laubach y Williams (2003), de aquí en adelante LW, para una economía pequeña y abierta. Como en el modelo original, se incluyen representaciones en forma reducida de la oferta y la demanda agregadas, es decir, una curva IS y una curva de Phillips, respectivamente. Además, un sistema de ecuaciones de transición que determina la dinámica de las variables no-observables del modelo, como la tasa neutral y el producto potencial. Por lo tanto, el modelo está representado por²⁵

ECUACIONES DE MEDIDA

$$y_t - y_t^* = a_y (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + a_r (r_{t-1} - r_{t-1}^*) + a_y \hat{y}_t^{US} + \sum_{\ell=1}^4 a_{q,\ell} \hat{q}_{t-\ell} + \epsilon_{y,t} \quad (9)$$

$$\pi_t = b_0 + b_\pi \pi_{t-1} + \frac{b_y}{2} \sum_{\ell=1}^2 (y_{t-\ell} - y_{t-\ell}^*) + b_s (\Delta s_{t-1} + \pi_{t-1}^{US}) + \epsilon_{\pi,t} \quad (10)$$

²⁵Para seleccionar el número de rezagos en el modelo, se corren regresiones de medidas preliminares de la tasa neutral y del crecimiento potencial en sus propios rezagos. Se selecciona el número de rezagos siguiendo los criterios AIC y BIC, y se mantienen aquellos rezagos con coeficientes estadísticamente significativos. Las medidas preliminares se estiman utilizando los filtros Hodrick-Prescott y Christiano-Fitzgerald.

ECUACIONES DE TRANSICIÓN

$$r_t^* = \gamma_t + z_t \quad (11)$$

$$z_t = z_{t-1} + \epsilon_{z,t} \quad (12)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + \gamma_{t-1} + \epsilon_{y^*,t} \quad (13)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \epsilon_{\gamma,t} \quad (14)$$

donde y es el producto, y^* es el producto potencial, r es la tasa de interés real de corto plazo, \hat{y}^{US} es una medida de la brecha del producto de EE.UU., \hat{q} es la desviación porcentual del tipo de cambio real con respecto a su tendencia, π es la inflación, Δs es el cambio porcentual del tipo de cambio nominal y π^{US} es la inflación de EE.UU. Las curvas IS y de Phillips, expresadas por las ecuaciones (9) y (10), están afectadas por los choques transitorios ϵ_y y ϵ_π , que se suponen ruido blanco. La ley del movimiento de r^* viene dada por la ecuación (11), que es una función del crecimiento del producto potencial γ y una componente latente que varía en el tiempo z , que captura los factores omitidos del modelo. Vale la pena notar que mientras γ es claramente un factor estructural, z puede contener factores estructurales y transitorios. De manera similar a Laubach y Williams, se supone que z y γ son caminatas aleatorias, mientras que y^* es una caminata aleatoria con deriva. De forma similar, se supone que las innovaciones de estado ϵ_z , ϵ_γ y ϵ_{y^*} son ruido blanco.

La adaptación de EPA en el modelo LW incluye la actividad económica de EE.UU. y el tipo de cambio real en la curva IS para tomar en cuenta los determinantes externos de la demanda agregada. En este contexto, la curva de Phillips toma en cuenta que la inflación doméstica puede verse afectada por la condición relativa de la paridad del poder adquisitivo, por lo que incluye la depreciación nominal y la inflación de EE.UU.

Se estima el modelo por máxima verosimilitud y el filtro de Kalman utilizando datos mensuales desde enero de 2001 hasta diciembre de 2017.²⁶ Como medida del producto de

²⁶Como es bien sabido, este procedimiento de estimación adolece del problema “*pile-up*”, que sesga la estimación de las varianzas de ϵ_γ y ϵ_z hacia cero, es decir, σ_γ y σ_z , respectivamente. Por esta razón, es necesario calibrar estos parámetros, de modo que $\lambda_\gamma = \frac{\sigma_\gamma}{\sigma_{y^*}}$ y $\lambda_z = \frac{\sigma_z}{\sigma_y}$. Como estrategia, se elige el par $(\lambda_\gamma, \lambda_z)$ que minimice la distancia entre la brecha del producto estimada del modelo y la estimación de la brecha del producto del Banco de México (se pueden encontrar más detalles sobre esta estimación en Banco de México (2009), pp.

México, se utiliza el indicador de Elizondo (2012), quien aproxima el PIB mensual a partir del IGAE utilizando un filtro de Kalman de frecuencia mixta (vea la Sección 3.2 para la definición del IGAE). Para la inflación y la depreciación nominal, se utilizan las tasas anuales de inflación general del INPC tanto para México como para EE.UU. y el tipo de cambio nominal peso-dólar. Finalmente, se utiliza el índice de producción industrial de EE.UU. como proxy de la actividad económica de EE.UU. y el tipo de cambio real bilateral entre EE.UU. y México.²⁷

El panel izquierdo de la Figura 6 muestra la estimación de r^* junto con la tasa de interés real de corto plazo. De acuerdo con los ejercicios anteriores, esta estimación disminuyó drásticamente al inicio de la CFG, alcanzó un mínimo en 2009 y luego volvió a niveles más altos a un ritmo muy lento. El panel derecho de la figura presenta de nuevo la estimación de r^* (área azul) junto con un contrafactual de esta estimación suponiendo que el factor latente z es igual a cero durante todos los periodos (línea roja). En otras palabras, la línea roja muestra la proporción de la tasa neutral que se explica solo por el crecimiento potencial estimado. Como se puede observar, las dos medidas han divergido de manera persistente desde 2006 hasta 2016, lo cual sugiere que los factores omitidos en el modelo contenidos en z , y no el crecimiento potencial, pueden explicar la fuerte caída en r^* durante la crisis.

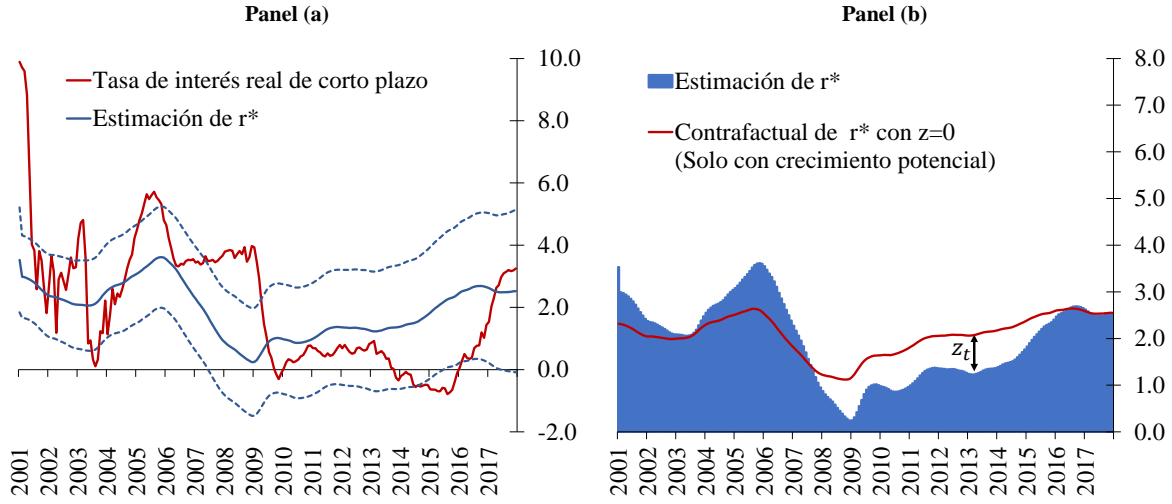
3.5. BVAR con Interceptos que Varían en el Tiempo

Para el ejercicio final de esta sección, se considera un modelo de Vectores Autorregresivos Bayesiano conjunto para México y EE.UU. Se incluye un supuesto de EPA en el modelo, esto es, que las variables de EE.UU. influyen en el ciclo económico mexicano, pero no al revés (es decir, EE.UU. es un bloque-exógeno para México). Además, se supone que los interceptos del BVAR varían en el tiempo, lo cual permite capturar cambios en r^* en el mediano plazo. Se llama a este modelo TVI-BVAR. Vale la pena notar que además del supuesto de exogeneidad, no se imponen restricciones adicionales a la dinámica del modelo.

69). Más información sobre el procedimiento de la estimación por máxima verosimilitud de estos parámetros se puede encontrar en Laubach y Williams (2003), Mesonnier y Renne (2007), Magud y Tsounta (2012), y Pescatori y Turunen (2015), entre otros.

²⁷Se calculan las brechas de estas variables mediante el filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro λ igual a 14,400 (debido a su frecuencia mensual).

Figura 6: Tasa de Interés Real de Corto Plazo, Tasa Neutral y sus Determinantes en el Modelo de LW



Nota: Los intervalos de confianza en el panel izquierdo son al 90 por ciento de significancia. Fuente: Estimaciones propias con datos de Banco de México y la base de datos del FRED de San Louis.

Sea $X = [X'_f \ X'_h]'$ el vector conjunto de variables extranjeras (EE.UU.) X_f y variables domésticas (México) X_h , de forma tal que el modelo VAR se expresa como

$$X_t = C_t + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \xi_t, \quad (15)$$

$$C_t = C_{t-1} + v_t, \quad (16)$$

donde C_t es un vector de interceptos que varían el tiempo y que siguen caminatas aleatorias, A_ℓ son matrices de parámetros y ξ y v son innovaciones de ruido blanco. Note que en ausencia de choques, las variables del sistema convergen a

$$\bar{X}_t = (I - A_1 - A_2)^{-1} \times C_t. \quad (17)$$

Se toma el elemento del vector \bar{X} que corresponde a la tasa de interés real de corto plazo como la estimación de la tasa neutral. Observe que el vector C puede capturar tanto cambios en factores estructurales como en factores transitorios muy persistentes. La principal diferencia entre el modelo TVI-BVAR y el modelo LW es que el primero incluye un conjunto más amplio de variables extranjeras y domésticas, dentro de una estructura más flexible. Por lo tanto, la estimación de TVI-BVAR contiene más información sobre la dinámica conjunta

de las variables extranjeras y domésticas que pueden ayudar a la inferencia de r^* . Finalmente, dado que el objeto de interés es \bar{X} , no es necesario incluir más rezagos en el modelo, lo que también es costoso dado el corto periodo de tiempo de los datos.

Se estima el modelo usando técnicas bayesianas y el filtro de Kalman suavizado siguiendo el algoritmo de Carter-Kohn.²⁸ El vector X_f contiene la inflación de los gastos del consumo personal (o PCE por sus siglas en inglés) de EE.UU., el crecimiento del índice de producción industrial de EE.UU., una medida sombra para la tasa de fondos federales que no está restringida por el *límite inferior de cero* (o ZLB, por sus siglas en inglés, que sirve como un proxy para medir la política monetaria no convencional implementada por la Reserva Federal),²⁹ el promedio de las primas por plazo a 10 años de los bonos de EE.UU. estimadas por Kim y Wright (2005) y Adrian *et al.* (2013), el índice VIX y el TED spread para controlar por la volatilidad de los mercados financieros y el precio del petróleo para controlar por los precios de las materias primas. A su vez, el vector X_h incluye la inflación subyacente, una aproximación mensual del crecimiento del PIB, utilizando la metodología propuesta por Elizondo (2012),³⁰ la tasa de interés real de corto plazo, el tipo de cambio nominal peso-dólar y el índice EMBI+ de JP Morgan para México, para controlar por el riesgo país.³¹

La Figura 7 muestra los resultados de esta metodología. Al igual que en todos los ejercicios anteriores, la estimación de r^* comenzó a disminuir alrededor de 2006, alcanzando

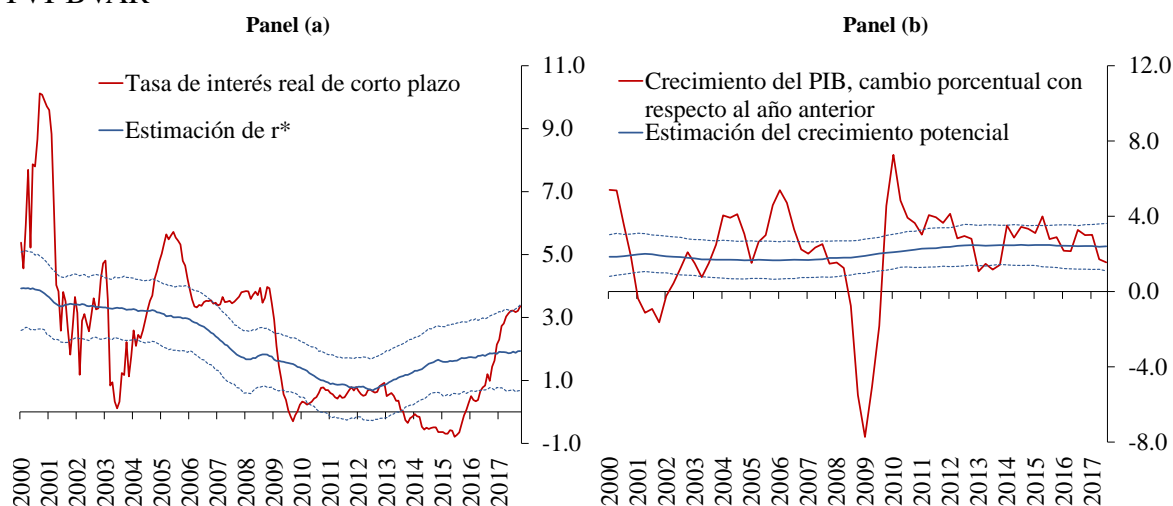
²⁸Kim y Kim (2013) y Kiley (2015) notan que el problema “*pile-up*” es mucho menos grave con los métodos bayesianos que con una estimación por máxima verosimilitud. Los *priors* del modelo se fijan de la siguiente manera. Para el conjunto de parámetros invariantes en el tiempo, se utiliza un prior del tipo Minnesota para A_ℓ , donde se selecciona los hiperparámetros que maximizan la precisión del pronóstico del modelo, mientras que se impone el bloque exógeno en el cuadrante superior derecho de estas matrices. Se opta por maximizar la precisión del pronóstico en lugar de la probabilidad marginal del modelo como criterio de selección de los priors, ya que el cálculo de este último resultó un desafío para el modelo híbrido. Además, se utiliza un prior Wishart-inverso difuso para la matriz de varianza-covarianza $E\{\xi\xi'\}$. Para los interceptos que varían en el tiempo, se usa un prior difuso para el vector inicial de estados C_0 , y un prior Wishart-inverso ajustado para $E\{vv'\}$ para minimizar la distancia entre la brecha del producto estimada del modelo y la estimación de la brecha del producto del Banco de México. Detalles adicionales sobre la estimación del modelo TVI-BVAR están disponibles bajo petición.

²⁹ En particular, se utiliza el promedio de las medidas propuestas por Lombardi y Zhu (2014), Krippner (2015) y Wu y Xia (2016). Estas series toman valores negativos durante el periodo del ZLB de la tasa de fondos federales, desde 2009M1 a 2015M12 y son iguales a la tasa de los fondos federales fuera de ese periodo.

³⁰Ver también la Sección 3.4.

³¹Dado el amplio conjunto de variables domésticas y extranjeras en el modelo, se dificulta estimarlo con un modelo completo de parámetros que varían en el tiempo y con volatilidad estocástica, como el propuesto por Primiceri (2005).

Figura 7: Tasa Real de Corto Plazo, Tasa Neutral y Crecimiento de la Tendencia del Modelo TVI-BVAR



Nota: Los intervalos de confianza reflejan los percentiles 16 y 84. *Fuente:* Estimaciones propias con datos de Banco de México, la Fed de NY y la base de datos del FRED de San Louis.

su valor mínimo a finales de 2012 y revirtiendo su tendencia posteriormente, sin alcanzar aún los niveles previos a la crisis. En el panel derecho de la figura, se incluye la estimación del crecimiento potencial según el modelo TVI-BVAR. De manera similar a los resultados del modelo LW para México, el crecimiento potencial estimado no puede explicar la caída persistente en la tasa neutral estimada.

3.6. Resumen

La Tabla 1 muestra el promedio de las estimaciones puntuales de r^* para los periodos 2001Q1-2008Q4 y 2009Q1-2017Q4. La tabla muestra que todas las metodologías encuentran resultados consistentes, es decir, que las estimaciones de r^* de corto plazo en México cayeron durante la CFG, de un promedio de 3% a uno de 1.3% en términos reales para los periodos indicados. Si se traducen estos resultados a términos nominales, utilizando el promedio de las expectativas de inflación a 12 meses para cada periodo, se encuentra que la tasa neutral nominal disminuyó en promedio de 7.1% a 5.1%.

Cuadro 1: Resumen de los Resultados Cuantitativos para el Corto y Mediano Plazos

<i>Métodos</i>	Tasa neutral real, r_t^*		Tasa neutral nominal, $r_t^* + \pi_t^e$	
	2001T1- 2008T4	2009T1- 2017T4	2001T1- 2008T4	2009T1- 2017T4
<i>Promedios y tendencias</i>	3.44	0.74	7.45	4.58
<i>Regla de Taylor estándar</i>	3.30	1.39	7.31	5.23
<i>Modelo afín</i>	3.42	1.19	7.43	5.03
<i>Modelo Laubach y Williams</i>	2.26	1.59	6.27	5.43
<i>Modelo TVI-BVAR</i>	2.82	1.35	6.83	5.19
Promedio	3.05	1.25	7.06	5.09

Nota: Para calcular la tasa neutral nominal, a r^* se le suma el promedio de las expectativas de inflación general para los siguientes 12 meses. Se extraen dichas expectativas de la Encuesta sobre las Expectativas de los Especialistas en Economía del Sector Privado del Banco de México. De acuerdo con esta encuesta, para el periodo 2001T1-2008T4, el promedio de las expectativas de inflación fue de 4.01%, mientras que para el periodo 2009T1-2017T4 este alcanzó 3.84%.

4. Determinantes de r^* en México en la Frecuencia del Ciclo Económico

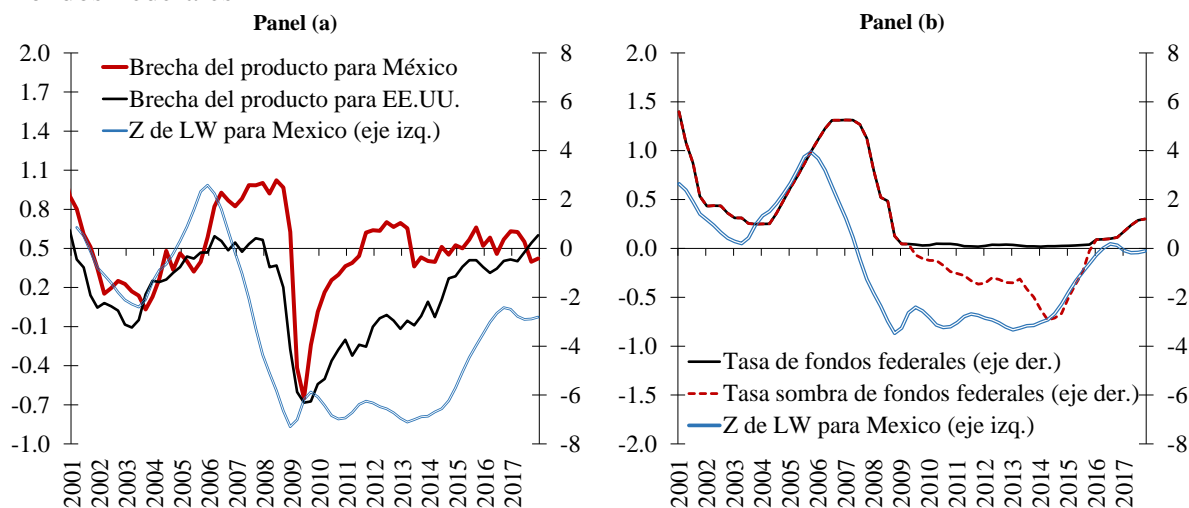
Los resultados de los modelos LW y TVI-BVAR son consistentes con la afirmación de que la tendencia del crecimiento por sí sola no puede explicar la dinámica de r^* de corto y mediano plazo en México. En términos de la estructura de LW, estos resultados implican que otros factores contenidos en la variable latente z están impulsando la dinámica de r^* estimada (consultar la ecuación 11). En esta subsección, se analizan algunos de los factores transitorios que pudieron haber afectado a r^* , dividiéndolos entre extranjeros y domésticos.

4.1. Determinantes de Mediano Plazo a través de la Perspectiva del Modelo LW

En la Sección 2, se argumentó que los factores transitorios, como los choques recesivos, pueden deprimir r^* de corto plazo por varios periodos. En la muestra estudiada, se encuentran al menos dos de estos choques: uno se relaciona con la recesión que siguió al comienzo de la burbuja *punto-com* de 2001 y el otro con la crisis financiera global. El panel (a) en la Figura 8 muestra que estos eventos desaceleraron la actividad económica tanto

en los EE.UU. como en México. La línea roja representa la brecha del producto en México (calculada por el Banco de México), la línea negra discontinua es la brecha del producto de EE.UU. (calculada por el CBO) y la línea azul es la variable latente z extraída del modelo LW (cuya escala está en el eje vertical izquierdo). Desde 2001 hasta 2008, z parece moverse conjuntamente con las brechas del producto de ambos países, lo que sugiere que los choques de demanda agregados podrían explicar algunas de las variaciones de r^* estimada del modelo LW. En particular, z alcanza su mínimo al mismo tiempo que las brechas del producto en 2003 y vuelve a caer durante la CFG (aunque comienza a caer un poco antes, desde 2006). Una baja demanda agregada de los hogares empuja hacia abajo r^* de corto plazo, porque la demanda de inversión cae y algunos hogares aumentan sus ahorros deseados. Para una economía pequeña y abierta, como México, las condiciones de la demanda agregada en el extranjero también son importantes porque influyen en la dinámica de las exportaciones, los flujos financieros y la actividad económica del país.

Figura 8: z del Modelo LW, Brecha del producto en México y EE.UU. y la Tasa Sombra de Fondos Federales



Nota: Cálculos propios con resultados del modelo LW para México, la tasa sombra de fondos federales de Wu y Xia (2016) y el CBO.

Desde 2009 hasta 2015, z parece capturar otros factores además de los relacionados con la holgura económica. El panel (b) en la Figura 8 sugiere que las políticas monetarias no convencionales (UMP, por sus siglas en inglés), implementadas desde 2009, pueden haber

afectado la dinámica de z . En la imagen, la línea negra es la tasa de fondos federales observada, la línea roja discontinua es la tasa sombra de fondos federales de Wu y Xia (2016), una variable proxy para el grado de acomodamiento de la política monetaria a las UMPs,³² y la línea azul es la z del modelo LW, cuya escala se encuentra nuevamente en el eje vertical izquierdo. La variable z se mantiene en niveles bajos desde 2009 hasta 2014, momento en el que comienza a subir. Sorprendentemente, z alcanza el valor de cero precisamente un trimestre después de que el FOMC comenzó a normalizar la tasa de los fondos federales a finales de 2015. La dinámica de z del modelo LW permite plantear la siguiente hipótesis: las UMPs podrían haber presionado a la baja a r^* de corto plazo en México a través de la influencia de los flujos de capital. En consecuencia, varios inversionistas podrían haber rebalanceado sus carteras lejos de los EE.UU. y otras EAs con retornos bajos, para favorecer a las EMEs relativamente seguras con retornos más altos, como México. De ser así, las entradas de capital habrían aumentado la oferta de fondos prestables en el mercado interno, empujando a r^* hacia abajo. A continuación se explora en detalle esta hipótesis.

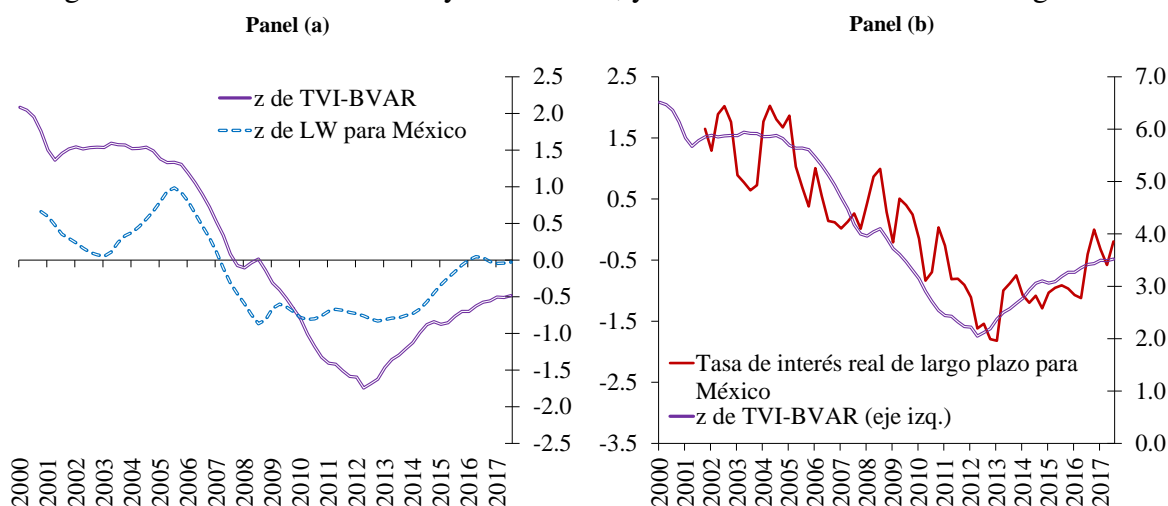
4.2. Determinantes de Mediano Plazo a través de la Perspectiva del Modelo TVI-BVAR

Kiley (2015) critica el modelo LW porque podría omitir importantes factores transitorios persistentes en la curva IS. Esta omisión puede afectar las estimaciones de r^* de manera importante. Por ejemplo, Kiley muestra que la inclusión de los diferenciales de crédito en la curva IS hace que la estimación de r^* de LW para los EE.UU. sea más estable. De ello, se deduce que si los factores transitorios persistentes no se incluyen en la curva IS, la variable latente z y la estimación de r^* pueden capturarlos implícitamente. En este contexto, el modelo TVI-BVAR, que incluye un conjunto más amplio de variables, parece ofrecer una estimación más estable de r^* en comparación con la estimación de LW, como puede verse en las Figuras 6 y 7. A pesar de su mayor estabilidad, la estimación de r^* del TVI-BVAR sigue

³²Los valores negativos en el objetivo de la tasa sombra es medir el grado de acomodamiento de la política monetaria alcanzado por las UMPs de la Fed. Un valor negativo mayor, en términos absolutos, implica un mayor acomodamiento de la política monetaria.

disminuyendo de manera constante en torno a la CFG y desde entonces no ha regresado a sus niveles anteriores a la crisis.

Figura 9: z de los Modelos LW y TVI-BVAR, y la Tasa de Interés Real de Largo Plazo



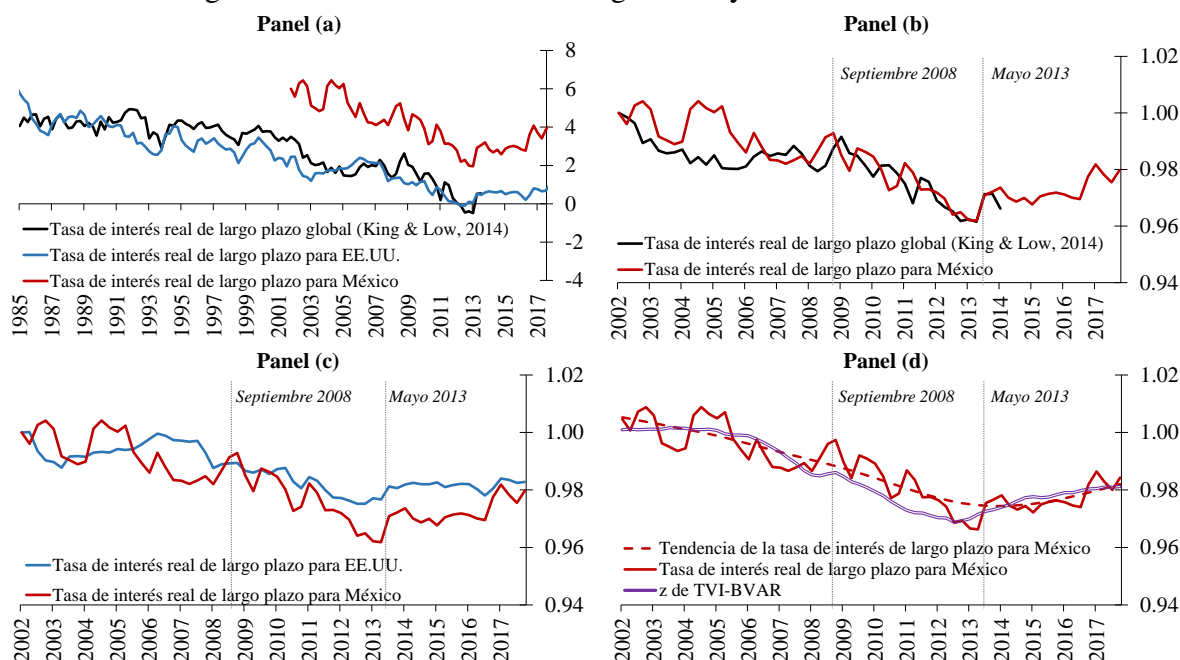
Nota: Cálculos propios con resultados de los modelos LW y el TVI-BVAR. Para la tasa de interés real de largo plazo para México, se usan los bonos cupón a 10-años menos las expectativas de inflación a 10-años de Aguilar-Argáez *et al.* (2016). La tasa de interés nominal de bonos cupón fue obtenida de PiP para el periodo 2003T3 a 2017T4. Se extrapola la tasa cupón para el periodo 2002T1 a 2003T2, corriendo una regresión entre la tasa cupón y la tasa cupón cero de Valmer para el periodo 2003M7-2016M6, después se utiliza la tasa cupón cero para extrapolar la tasa cupón para la muestra faltante. Es importante notar que la correlación entre las tasas cupón y las tasas cupón cero es de 99.5 por ciento.

El panel (a) en la Figura 9 compara z del modelo LW (línea discontinua azul) con una medida similar calculada a partir del modelo TVI-BVAR (línea morada, generada como la diferencia entre las estimaciones de r^* y el crecimiento potencial estimado). Se destacan dos características. Primero, aunque el TVI-BVAR estima una z con menos fluctuaciones que el modelo LW, este muestra una tendencia a la baja más pronunciada. Segundo, como se muestra en el panel (b) en la misma figura, la tendencia de z del TVI-BVAR parece estar correlacionada con la tendencia observada de la tasa de interés real de largo plazo en México (línea roja, calculada como la diferencia entre el rendimiento nominal a 10-años de los bonos del gobierno menos una medida de las expectativas de inflación a 10-años).³³ Por lo tanto, el modelo TVI-BVAR parece tener éxito en limpiar r^* estimada de los choques levemente per-

³³Para más detalles sobre esta medida de las expectativas de inflación, ver la Sección 3.3 y la nota de pie de página 24.

sistentes, como la recesión *dot-com* del 2001, pero aún es sensible a otros factores transitorios persistentes, como la CFG y las UMPs que siguieron.

Figura 10: Tasas de Interés de Largo Plazo y la z del TVI-BVAR



Fuente: Cálculos propios con datos de King y Low (2014), la Reserva Federal, PiP, Valmer y Aguilar-Argáez *et al.* (2016).

El panel (a) en la Figura 10 compara las tasas de interés reales de largo plazo mundial (según lo calculado por King y Low, 2014), los Estados Unidos y México, cuyos datos disponibles comienzan en 2002. La trayectoria descendente en la tasa de interés real de largo plazo global es un tema ampliamente discutido en los foros académicos y por los hacedores de políticas. En el Anexo C se analizan los determinantes detrás de esta tendencia con más detalle. Por el momento, es importante notar que México no parece estar aislado de esta discusión. El panel (b) en la Figura 10 explora las similitudes en la tendencia de las tasas de interés reales de largo plazo de México y del mundo. Las series se normalizan para que sean iguales a uno en 2002T1 hasta 2013T4, que es el trimestre en el que se detiene la serie de King y Low, las dos tasas parecen compartir una tendencia común, un hecho que es especialmente evidente después de septiembre de 2008, al inicio de la CFG. A su vez, en el panel (c) se hace la misma comparación entre las tasas de México y de EE.UU. Aunque las tendencias

son similares, la tasa mexicana disminuyó más rápido que la tasa de EE.UU. entre septiembre de 2008 y mayo de 2013. Este periodo corresponde a la rápida expansión de las UMPs implementadas por la Fed y otros bancos centrales en las EAs.³⁴

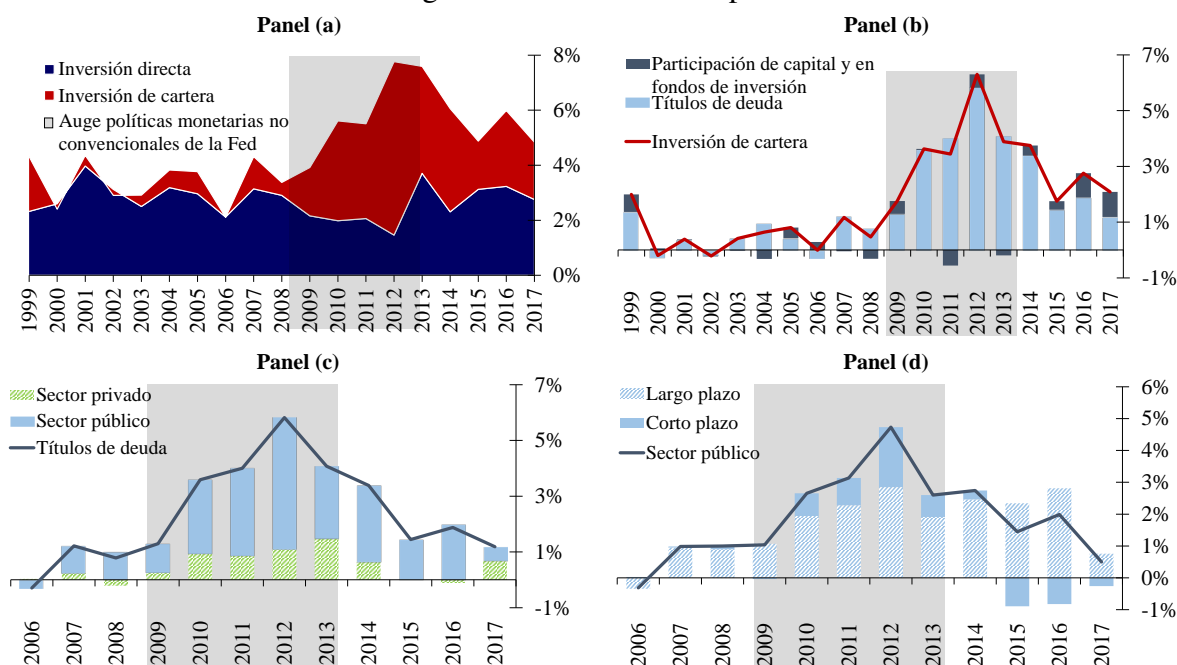
La disminución acelerada de la tasa de largo plazo mexicana, en comparación con su contraparte de los Estados Unidos, puede interpretarse como un indicio de que los capitales financieros entraron hacia el mercado mexicano con mayor rendimiento. Por lo tanto, estas entradas habrían empujado a r^* a la baja en México, lo que incrementó la oferta de fondos prestables en la economía. Curiosamente, el panel (d) en la Figura 10 proporciona evidencia que parece apoyar esta hipótesis. La figura compara la tasa de interés real de largo plazo de México con la variable construida, z , a partir de la estimación del TVI-BVAR; esta vez, sin embargo, se ha incluido la tendencia de la tasa de interés real mexicana de largo plazo calculada por el filtro HP (línea roja discontinua) y se ha normalizado la serie nuevamente para que sea igual a uno en 2002T1. Cabe destacar que la tendencia de la tasa de largo plazo mexicana y la z del TVI-BVAR son casi idénticas desde 2002 hasta septiembre de 2008. De ese mes en adelante, z cae por debajo de la tasa de interés real de largo plazo y la brecha no parece cerrarse hasta la segunda mitad de 2013, durante el *taper tantrum*. Hay que recordar que es precisamente entre 2008 y 2013 que el modelo TVI-BVAR recupera las estimaciones más bajas de r^* (Figura 7).

Las entradas de capital pueden explicar la reducción acelerada de la tasa de interés real de largo plazo de México y la estimación de r^* del TVI-BVAR entre 2009 y 2013. De ser así, dichas entradas habrían afectado ambos extremos de la curva de rendimientos, pero con un impacto más drástico en la parte corta. Las Figuras 11 y 12 brindan fuerte evidencia a esta hipótesis. Las figuras muestran en gris el periodo en que las UMPs de la Fed estaban en plena expansión. El panel (a) en la Figura 11 muestra que entre 2009 y 2013 las entradas brutas de capital aumentaron en México. Estos flujos se dirigieron hacia la inversión de cartera, que alcanzó un máximo de 6.3% del PIB en 2012 desde un promedio de 0.5% del PIB entre 1999 y 2008. Desde el *taper tantrum* a mediados de 2013 hasta finales de 2017, los flujos de cartera

³⁴En mayo de 2013, la Fed mencionó por primera vez la reducción de sus programas de QE, un evento conocido como el *taper tantrum*.

se estabilizaron en torno al 2% del PIB. El panel (b) en la figura muestra que casi la totalidad de las entradas de inversión de cartera se destinaron a instrumentos de deuda interna, en particular al sector público, como se observa en el panel (c). Finalmente, el panel (d) descompone dichos flujos en instrumentos públicos de deuda de corto plazo (con vencimientos a un año o menos) y en deuda de largo plazo (con vencimientos mayores a un año). En particular, hay un aumento en las compras de deuda pública por parte de inversionistas extranjeros en ambos extremos de la curva de rendimientos en 2010. Parte de este aumento puede atribuirse a la inclusión de la deuda denominada en pesos mexicanos al Índice de Bonos del Gobierno Global de Citigroup (WGBI, por sus siglas en inglés) en octubre de ese año.³⁵ Este índice se usa como un punto de referencia para los inversionistas institucionales que desean comprar deuda de largo plazo altamente calificada. Curiosamente, a partir de 2013, hay una fuerte reversión en las compras de deuda de corto plazo por parte de los no residentes, mientras que las compras de deuda de largo plazo se mantienen relativamente estables.

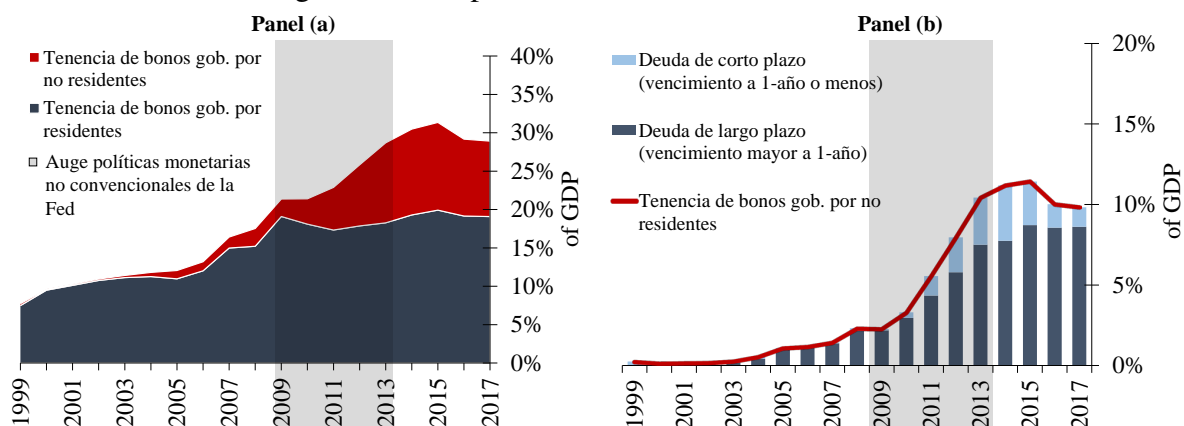
Figura 11: Entradas de Capital



Nota: Los datos son presentados en frecuencia anual y como porcentaje del PIB. *Fuente:* FMI, INEGI y Banco de México.

³⁵El índice incluye bonos de renta fija con vencimiento restante de un año o más, de 22 países con mercados altamente desarrollados y líquidos.

Figura 12: Composición de los Bonos del Gobierno



Nota: Los datos son presentados en frecuencia anual y como porcentaje del PIB. Recursos: INEGI y Banco de México.

La figura 12 presenta dos descomposiciones diferentes de la tenencia de deuda pública. El panel (a) presenta las participaciones de residentes y no residentes como proporción del PIB. En particular, entre 2009 y 2014, la tenencia de los no residentes aumentó sustancialmente, de 2.3% del PIB en 2009 a 11.2% del PIB a finales de 2014. El panel (b) muestra que los no residentes aumentaron sus tenencias de deuda de corto y largo plazo, pero fue este último el que tuvo un aumento notorio durante la expansión de las UMPs de la Fed. La tenencia de deuda de corto plazo del gobierno por parte de los no residentes pasó del 0.1% del PIB en 2009 al 3.4% del PIB en 2014. En los últimos tres años de la muestra, el incremento de la deuda de corto plazo de los no residentes disminuyó y a finales de 2017 sus participaciones se redujeron a solo 1.2% del PIB. A su vez, el panel (b) exhibe que la tenencia de deuda gubernamental de largo plazo para los no residentes también aumentó de manera importante durante el mismo periodo, pasando del 2.2% del PIB en 2009 a alrededor del 9% del PIB en 2014. Estas tenencias se han estabilizado en ese nivel durante los últimos tres años de la muestra.

En resumen, los datos son consistentes con la hipótesis de que los flujos de capital han incrementado la oferta de fondos prestables en el país en los últimos años, especialmente de 2009 a 2013. En particular, el incremento y la caída de la deuda de corto plazo en manos de

los no residentes proporcionan una justificación de por qué en todos los modelos estimados la r^* cayó durante la CFG y luego se reversionó.

5. Nivel de Convergencia en el Largo Plazo de r^* en México

En esta sección, se presentan tres métodos cuantitativos diferentes que estiman el nivel de convergencia de la tasa neutral, \bar{r}^* . Primero se estima una regla de Taylor aumentada que controla por las UMPs de la Fed. Segundo, se aplica un modelo RBC de economía abierta a México para obtener un promedio en el largo plazo de la tasa de interés real de equilibrio. Tercero, se calcula la expectativa de largo plazo implícita en la tasa de política de corto plazo usando un modelo afín de la estructura temporal de tasas de interés. Finalmente, se presenta el resumen de un análisis heurístico de los factores estructurales que afectan a \bar{r}^* .

5.1. Revisitando la Regla de Taylor: Versión Aumentada

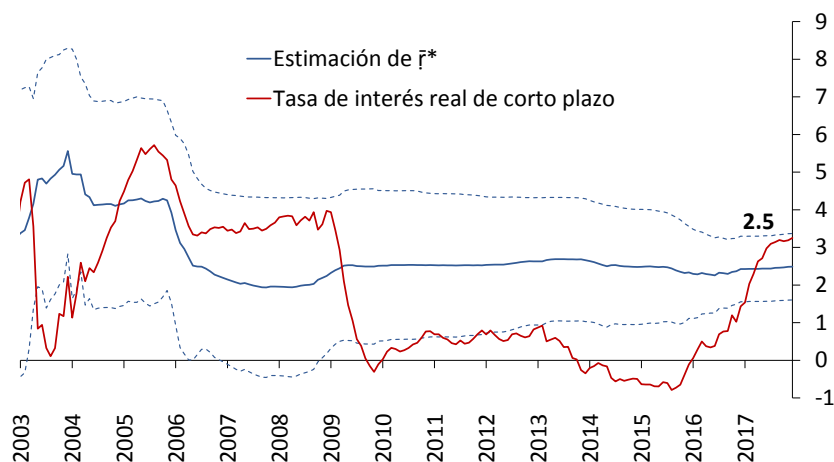
En la Sección 3.2, se presenta una regla de Taylor simple cuya estimación de \bar{r}^* cae entre 2008 y 2014. Además, en la Sección 4.2 se argumentó que las UMPs de la Fed afectaron a la tasa neutral de México durante este periodo a través de sus efectos sobre los flujos de capital. En este contexto, Taylor y Wieland (2016) argumentan que omitir información relevante en la estimación de la función de reacción del banco central, puede resultar en una estimación ruidosa de la tasa neutral, ya que absorbe erróneamente las fluctuaciones de los factores omitidos. Motivados por esto último, se incluye un indicador de las UMPs de la Fed como un regresor adicional en una regla de Taylor aumentada, de lo cual resulta

$$R_t = (1 - \rho)[\bar{r}^* + \bar{\pi} + \gamma(\mathbb{1} \times R_t^{US,shadow})] + \beta(\pi_t - \bar{\pi}) + \theta \hat{y}_t + \rho R_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (18)$$

donde $R_t^{US,shadow}$ es la tasa sombra de fondos federales de Wu y Xia (2016), la variable indicadora $\mathbb{1}$ toma el valor de cero cuando $R_t^{US,shadow}$ es positiva y uno cuando $R_t^{US,shadow}$ es negativa (es decir, desde julio de 2009 hasta diciembre de 2015). Se incluye solo la información de la tasa sombra durante el periodo del ZLB como un proxy para las UMPs de la Fed. Por lo tanto, se supone explícitamente que estas políticas capturan un factor transitorio

muy persistente y no un factor estructural.³⁶ La regla de Taylor aumentada se estima de forma recursiva de 2002 en adelante, similar a la estimación presentada en la Sección 3.2.

Figura 13: Regla de Taylor Aumentada



Nota: Los intervalos de confianza son al 90 por ciento de significancia. *Fuente:* Estimaciones propias con datos de Banco de México.

La Figura 13 sugiere que la crítica de la variable omitida de Taylor y Wieland (2016) es importante para el caso de México. Controlando por las UMPs de la Fed arroja una estimación relativamente estable de \bar{r}^* , alrededor de 2.5% desde 2008. Esto último se traduce en una tasa neutral nominal de 5.5% si se agrega el objetivo de inflación de 3% del Banco de México.³⁷

5.2. Modelo RBC en una Economía Abierta

Como una alternativa para medir \bar{r}^* , se usa un modelo de crecimiento neoclásico para una economía pequeña y abierta. Se sigue el modelo RBC de Lama (2011) quien, de manera

³⁶Note que si el valor de largo plazo de las UMPs de la Fed no es cero, la interpretación del intercepto como un estimador de \bar{r}^* en la regla de Taylor cambia.

³⁷Se consideran medidas alternativas de la tasa sombra de fondos federales, como las que se describen en la nota al pie de página 29. Los resultados siguen siendo cuantitativamente similares. Además, en un ejercicio de robustez, se estima la regla de Taylor aumentada a través de una regresión OLS de ventanas móviles. Sin embargo, la falta de variabilidad en la tasa de interés nominal de México en ciertas partes de la muestra genera una estimación muy volátil. En un ejercicio de robustez diferente, se estima la regla monetaria a través de un modelo espacio-estado vía máxima verosimilitud y el filtro de Kalman. La ecuación de medida viene dada por la regla de Taylor y la ecuación de estado por un proceso de caminata aleatoria para la tasa neutral. En este caso, la estimación de la tasa neutral es muy similar a la regresión recursiva. Los resultados de estos ejercicios de robustez están disponibles bajo petición.

similar a Chari *et al.* (2007) incluye cuatro fuentes de fluctuaciones macroeconómicas en el modelo: una cuña de eficiencia (productividad total de los factores, TFP por sus siglas en inglés), una cuña de trabajo, una cuña de capital y una cuña de bonos. Estas cuñas permiten que el modelo se adapte perfectamente a las fluctuaciones del producto, del consumo, de la inversión y de las horas trabajadas. La estimación de \bar{r}^* es el promedio sobre un periodo largo de tiempo de la tasa real de equilibrio de los retornos del capital, r^k , que es una medida consistente del modelo con la dinámica macro observada. Se considera un promedio de largo plazo de r^k , ya que las cuñas mencionadas anteriormente son distorsiones en forma reducida que pueden capturar tanto factores estructurales como transitorios.³⁸

El modelo de Lama (2011) consta de una empresa competitiva y un agente representativo con un número creciente de miembros. La empresa elige trabajo, l_t , y servicios de capital, k_t , para maximizar sus beneficios:

$$\max_{l_t, k_t} A_t k_t^\alpha ((1 + \gamma)^t l_t)^{1-\alpha} - w_t l_t - z_t k_t,$$

donde A_t es la TFP, w_t es el salario real, z_t es el precio de alquiler del capital, α es la proporción de los ingresos de capital sobre el PIB y γ es la tasa de crecimiento del progreso tecnológico. Un agente representativo elige el consumo per cápita, c_t , la deuda internacional, b_{t+1} , la inversión, i_t , el acervo del capital del siguiente periodo y la oferta de trabajo, para maximizar su utilidad esperada descontada, sujeta a una restricción presupuestal, la ley del movimiento del capital y la oferta de fondos para préstamos internacionales:

$$\max_{c_t, b_{t+1}, l_t} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} N_t \beta^t [\log c_t + \psi \log (1 - l_t)] \right\},$$

³⁸Recientemente, Caballero *et al.* (2017) notan que para el caso de EE.UU. hay una creciente divergencia entre el rendimiento del capital productivo y el rendimiento de los activos seguros. Para el caso de México, no es claro que esta divergencia sea tan secular como en EE.UU. Sin embargo, se tiene en cuenta que incluso un promedio de r^k en un periodo largo puede ser una aproximación pobre de \bar{r}^* . Se decide mantener el análisis neoclásico por dos razones. Primero, Dorich *et al.* (2017) realizan un ejercicio similar para Canadá y observan que el crecimiento del producto potencial juega un papel importante en la determinación de \bar{r}^* . Segundo, no hay muchos métodos disponibles en la literatura para estimar \bar{r}^* .

sujeto a

$$\begin{aligned}
(1+n)b_{t+1} + c_t + i_t &\leq (1-\tau_{lt})w_t l_t + (1-\tau_{kt})z_t k_t \\
&\quad + (1+\tau_{bt})(1+r_t^W)b_t + \Upsilon_t, \\
(1+n)k_{t+1} &\leq (1-\delta)k_t + i_t - \phi\left(\frac{i_t}{k_t}\right)k_t, \\
1+r_t^W &= (1+r^W)\left(\frac{b_t}{b^W}\right)^v,
\end{aligned}$$

donde β es el factor subjetivo de descuento, ψ es una constante de normalización, n es la tasa de crecimiento de la población, δ es la tasa de depreciación del capital y $v > 0$ es la elasticidad de la oferta de préstamos internacionales. A su vez, N_t es el tamaño de la población, r_t^W es la tasa de interés real mundial, Υ_t representa las transferencias del gobierno y $\phi(i_t/k_t) = \vartheta/2 \times (i_t/k_t - \tilde{\delta})^2$ mide los costos de ajuste del capital, donde $\tilde{\delta} = \delta + n + \gamma + n\gamma$. Finalmente, $(1-\tau_{lt})$ es la cuña de trabajo, $(1-\tau_{kt})$ es la cuña de capital, y $(1+\tau_{bt})$ es la cuña de bonos. Estas cuñas entran en el modelo como impuestos y multiplican cada precio en la economía para reflejar las distorsiones del mercado en las condiciones de asignación eficiente. La oferta de fondos internacionales es de pendiente positiva para garantizar que la economía del modelo no siga una raíz unitaria (ver Schmitt-Grohé y Uribe, 2003).

Las cuñas evolucionan de acuerdo a $x_t = x^{1-\rho_x} x_{t-1}^{\rho_x} \exp(\varepsilon_{xt})$ para $x \in \{A, 1-\tau_l, 1-\tau_k, 1+\tau_b\}$, donde $\varepsilon_{xt} \sim N(0, \sigma_x)$ son innovaciones de ruido blanco normalmente distribuidas. La dinámica de la economía sin tendencia está dada por la ley del movimiento del capital, los procesos de las cuñas y las siguientes condiciones del mercado de compensación:

$$\tilde{y}_t - \tilde{c}_t - \tilde{i}_t = (1+n)(1+\gamma)\tilde{b}_{t+1} - (1+r_t^W)\tilde{b}_t, \quad (19)$$

$$\psi \frac{\tilde{c}_t}{1-l_t} = (1-\tau_{lt})(1-\alpha) \frac{\tilde{y}_t}{l_t}, \quad (20)$$

$$\frac{1}{\tilde{c}_t} = \frac{\beta}{1+\gamma} E_t \left\{ \frac{1}{\tilde{c}_{t+1}} (1+\tau_{bt+1})(1+r_{t+1}^W) \right\} \quad (21)$$

$$\frac{1}{\tilde{c}_t} = \frac{\beta}{1+\gamma} E_t \left\{ \frac{1}{\tilde{c}_{t+1}} (1+r_{t+1}^k) \right\}, \quad (22)$$

$$1+r_t^k \equiv \frac{1}{q_{t-1}} \left[(1-\tau_{kt}) \alpha \frac{\tilde{y}_t}{\tilde{k}_t} + q_t \left(1-\delta - \phi\left(\frac{\tilde{i}_t}{\tilde{k}_t}\right) + \phi'\left(\frac{\tilde{i}_t}{\tilde{k}_t}\right) \frac{\tilde{i}_t}{\tilde{k}_t} \right) \right], \quad (23)$$

donde \tilde{x}_t denota una variable sin tendencia, tal que $\tilde{x}_t \equiv x_t / (1 + \gamma)^t$ para $x \in \{y, k, i, c\}$, y $q_t = \left(1 - \phi' \left(\tilde{i}_t / \tilde{k}_t\right)\right)^{-1}$ es la Q de Tobin. La ecuación (19) denota la restricción de recursos de la economía; las ecuaciones (20)-(22) son las condiciones de primer orden del hogar; y la ecuación (23) describe la evolución de la tasa real de los retornos del capital. La estimación de \bar{r}^* está dada por

$$\bar{r}^* = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_t^k.$$

Cuadro 2: Calibración y Parámetros Estimados para el Modelo Neoclásico

Calibración			Estimación		
Parámetro	Símbolo	Valor	Cuña	ρ_x	σ_x
<i>Crecimiento de la población</i>	n	1.84% <i>ppa</i>	TFP	0.99 (0.002)	0.013 (0.001)
<i>Progreso exógeno de la tec.</i>	γ	0.86% <i>ppa</i>	$1 - \tau_{lt}$	0.99 (0.003)	0.016 (0.002)
<i>Tasa de depreciación</i>	δ	5.00% <i>ppa</i>	$1 - \tau_{kt}$	0.70 (0.229)	0.151 (0.163)
<i>Factor de descuento</i>	β	0.99	$1 + \tau_{bt}$	0.95 (0.050)	4×10^{-4} (2×10^{-4})
<i>Peso del Ocio</i>	ψ	2.80			
<i>Costos del ajuste al capital</i>	ϑ	12.98			
<i>Ingreso laboral</i>	$1 - \alpha$	0.30			
<i>Tasa real internacional</i>	r^W	4.00% <i>ppa</i>			
<i>Oferta de fondos internacionales</i>	v	1×10^{-4}			

Nota: El acrónimo *ppa* significa puntos porcentuales anuales. Para los parámetros estimados, los números en paréntesis son las desviaciones estándar de los valores estimados.

De forma similar a Lama (2011), se calibran los parámetros profundos del modelo, mientras que se estiman los parámetros que gobiernan la dinámica de las cuñas a través de máxima verosimilitud, utilizando series de tiempo para el producto, el consumo, la inversión, y las horas trabajadas (ver la Tabla 2). A diferencia de Lama, se utilizan datos en frecuencia trimestral en lugar de anual en un periodo reciente, desde 2006T1 a 2017T4 (debido a que los datos tri-

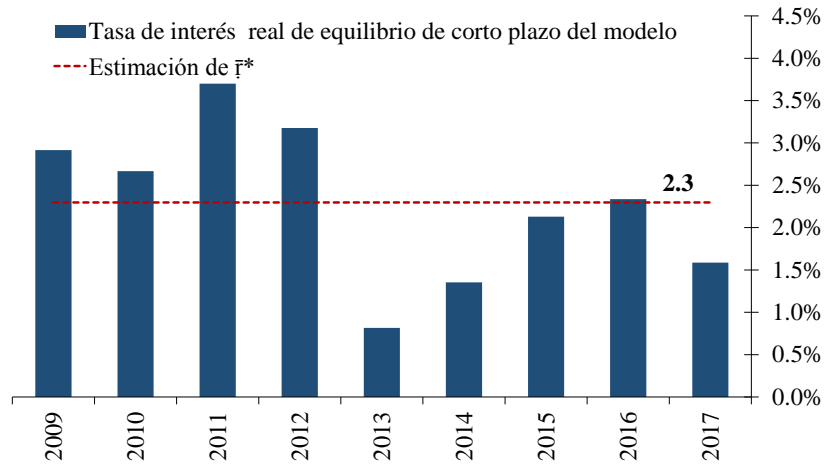
mestrales de las horas trabajadas solo están disponibles desde 2006).³⁹ Esto último implica que se deben ajustar ciertos parámetros de la calibración para la frecuencia trimestral y el periodo diferente. Se supone que el crecimiento potencial es de 2.7% en términos anuales, lo cual es consistente con los resultados de la estimación de los modelos LW y TVI-BVAR en las Secciones 3.4 y 3.5.⁴⁰ Dado que el crecimiento de la población promedió 1.84% anual durante este periodo, resulta que el progreso tecnológico exógeno debe ser igual a 0.86% en una base anual. La tasa real internacional r^W es igual a 4%, como en Lama (2011). Dados estos números, se ajusta el factor de descuento β para que satisfaga la ecuación (21) en estado estacionario. El parámetro de ocio ψ se fija para coincidir con el promedio de horas trabajadas por día en México, lo que equivale a 41.23 horas por semana durante el periodo estudiado. Para el resto de los parámetros, se sigue de cerca la estrategia de Lama. Se utilizan valores estándar para la tasa de depreciación δ , la proporción del ingreso laboral $1 - \alpha$ para una economía latinoamericana y el inverso de la elasticidad de la oferta de fondos internacionales ν . De forma análoga a Bernanke *et al.* (1999), el valor del parámetro de costo del ajuste ϑ es consistente con una elasticidad de precio del capital con respecto al radio inversión-capital y η es igual a 0.25. Usando la Q de Tobin para calcular esta elasticidad, se impone que en estado estacionario se debe mantener que $\eta = \vartheta \tilde{\delta}$ y se resuelve esta expresión para encontrar ϑ .

La Figura 14 muestra que la estimación de \bar{r}^* es igual a 2.3% de 2009 a 2017, lo cual corresponde al periodo del segundo ciclo económico considerado en la Sección 3.1. Esta estimación se ubica en un intervalo de confianza de una desviación estándar de [1.2%, 3.2%]. Finalmente, la tasa neutral nominal es de 5.3%, si se agrega la meta de inflación de 3% del Banco de México a la estimación anterior, mientras que el intervalo se convierte en [4.2%, 6.2%]. Estos resultados son similares a los obtenidos a partir de la estimación de la regla de Taylor aumentada.

³⁹Lama (2011) utiliza datos similares para México para el periodo de 1991 a 2006, en una base anual.

⁴⁰También se ha realizado el ejercicio suponiendo un crecimiento potencial más conservador, esto es, 2.4% en lugar de 2.7%. Los resultados en términos de la \bar{r}^* estimada son muy similares.

Figura 14: Tasa Real de los Retornos del Capital y \bar{r}^* en el Largo Plazo



Fuente: Estimaciones propias con datos de Banco de México e INEGI.

5.3. Mercados Financieros

Una estimación alternativa de \bar{r}^* es la expectativa de largo plazo de la tasa de interés nominal de corto plazo que se deriva de la información implícita en los mercados financieros. Se recupera esta expectativa de un modelo afín similar en estructura al modelo KW (vea la Sección 3.3).⁴¹ Se utiliza un horizonte a 10 años ya que en este periodo es muy probable que incluso los factores transitorios más persistentes se habrían desvanecido. En particular, la estimación de \bar{r}^* está dada por

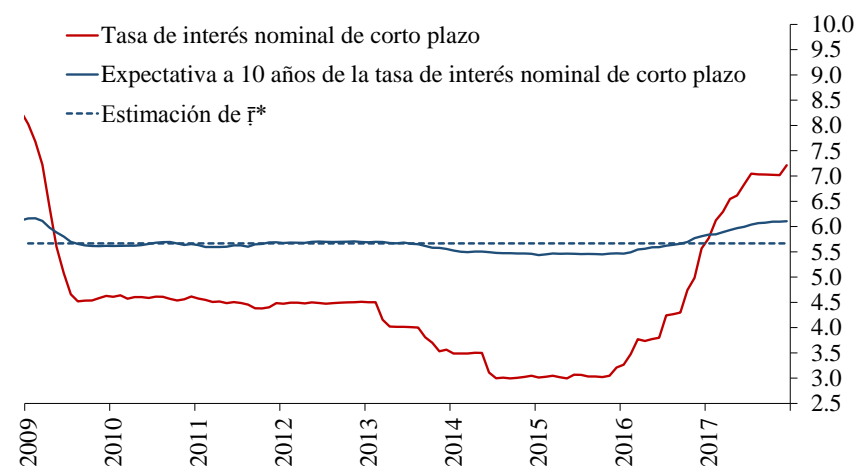
$$\bar{r}^* = E_t \left\{ i_{t+10}^{(1)} \right\} - \bar{\pi}, \quad (24)$$

donde $\bar{\pi}$ es la meta de inflación.

La Figura 15 muestra que la expectativa de largo plazo de la tasa de interés nominal de corto plazo promedió un nivel de 5.7% de 2009 a 2017, el periodo de tiempo corresponde al segundo ciclo económico estudiado en la Sección 3.1. Durante este periodo, el valor mínimo de la expectativa de largo plazo de la tasa de interés nominal de corto plazo es del 5.4%,

⁴¹Se consideró solamente la estimación de \bar{r}^* proveniente del modelo KW porque este modelo parece filtrar mejor los efectos de los factores transitorios en las estimaciones en el largo plazo de la tasa neutral. El modelo KW en horizontes largos parece capturar la tendencia de r^* , que es el objetivo que se busca. En contraste, el modelo ACM es más susceptible a choques transitorios, ya que incluso en horizontes de largo plazo, la estimación de la tasa neutral muestra muchas fluctuaciones.

Figura 15: Expectativas en el Largo Plazo de la Tasa de Interés Nominal de Corto Plazo Implícita en Instrumentos Financieros



Fuente: Cálculos propios con datos de PiP y Valmer.

mientras que el valor máximo es del 6.1%. En términos reales, \bar{r}^* se convierte en 2.7% si se resta la meta de inflación del 3% del Banco de México, mientras que el intervalo de variación se traduce en [2.4%, 3.1%]. Estos resultados son nuevamente consistentes con aquellos de los métodos anteriormente analizados.

5.4. Resumen de Métodos Cuantitativos para \bar{r}^* y Perspectivas

La Tabla 3 resume los resultados de las metodologías que se utilizaron para estimar valores plausibles de \bar{r}^* . El rango para esta tasa, calculado a partir del promedio de los niveles mínimo y máximo obtenidos para cada método, sugiere que \bar{r}^* podría ubicarse entre 1.7% y 3.3% en términos reales y de 4.7% a 6.3% en términos nominales, con puntos medios de 2.5% y 5.5%, respectivamente. Para calcular esto último, simplemente se agrega la meta de inflación del 3% del Banco de México.

5.5. Perspectivas para el Nivel de Convergencia en el Largo Plazo de la Tasa Neutral

Los factores estructurales determinan el nivel de convergencia en el largo plazo de la tasa neutral. Los riesgos de esta variable dependen de cómo estos factores afecten la oferta de fon-

Cuadro 3: Resumen de Resultados Cuantitativos en el Largo Plazo

<i>Métodos</i>	Tasa neutral real, \bar{r}_t^*		Tasa neutral nominal, $\bar{r}_t^* + \bar{\pi}$	
	Punto central	Rango	Punto central	Rango
<i>Regla de Taylor Aumentada</i>	2.49	1.60 - 3.37	5.49	4.60 - 6.37
<i>Modelo de Crecimiento Neoclásico</i>	2.30	1.16 - 3.19	5.30	4.16 - 6.19
<i>Modelo Afín</i>	2.70	2.40 - 3.10	5.70	5.40 - 6.10
Promedio	2.50	1.72 - 3.22	5.50	4.72 - 6.22

Nota: La tasa neutral nominal en el largo plazo es igual a la tasa neutral real en el largo plazo más el objetivo de inflación del Banco de México, el cual es igual a 3%.

dos prestables y la demanda de inversión en la economía. En el Anexo C, se revisan en detalle los factores estructurales relevantes que afectan a la tasa neutral de México. En resumen, se encuentra que los riesgos a la baja para \bar{r}^* en México están dados por una desaceleración en la tasa de crecimiento de la fuerza laboral, una mayor proporción de la población en edad de trabajar, una tendencia plana en la productividad y una reducción secular de la tasa de interés real global de largo plazo. Los riesgos al alza, a su vez, se relacionan con un aumento potencial en la productividad generado por las recientes reformas estructurales implementadas en el país.

6. Conclusiones

Se encuentra que el crecimiento potencial no puede explicar los cambios en la tasa neutral de una economía emergente, como es el caso de México. Se muestra que diferentes estimaciones de mediano plazo de la tasa neutral de México siguieron, en general, una tendencia a la baja de 2000 a 2017. La excepción es después de la crisis financiera global, donde r^* siguió un patrón en forma *U* desde 2009 hasta el final de la muestra.

Se argumenta que los factores transitorios persistentes, como las condiciones de desaceleración económica en México y EE.UU. y la implementación de las políticas monetarias no convencionales en economías avanzadas, afectaron a la tasa neutral de México en las frecuencias del ciclo económico. Específicamente, las UMPs, al reducir los rendimientos de los bonos del gobierno en economías avanzadas, generaron flujos de capital hacia los mercados

de bonos del gobierno en las EMEs. En México, las tenencias de deuda pública de corto plazo por parte de los no residentes aumentaron de 2009 a 2012 y, posteriormente, se redujeron durante el periodo del *taper tantrum* en 2013. El aumento y la disminución de estas tenencias, parece explicar el patrón en forma de *U* estimado de la tasa neutral obtenida alrededor del mismo periodo de tiempo. Finalmente, se argumenta que los factores estructurales, como el aumento del ahorro interno, los desplazadores demográficos y la disminución de la tasa de interés real global de largo plazo, parecen explicar la tendencia estimada a la baja en la tasa neutral de México.

Una observación importante sobre la estimación de la tasa neutral es que todos los métodos cuantitativos, disponibles para medir esta variable, están sujetos a un grado considerable de incertidumbre estadística. Esto implica que un banco central debe seguir observando un amplio conjunto de indicadores económicos, esto para establecer una postura de política monetaria coherente con el logro de sus objetivos.

Referencias

- Adrian, T., Crump, R. K., y Moench, E. (2013). Pricing the Term Structure with Linear Regressions. *Journal of Financial Economics*, 110(1):110–138.
- Adrian, T. y Wu, H. (2009). The Term Structure of Inflation Expectations. Staff Reports 362, Federal Reserve Bank of New York.
- Aguilar-Argáez, A., Elizondo, R., y Roldán-Peña, J. (2016). Descomposición de la Compensación por Inflación y Riesgo Inflacionario. Manuscript, Banco de México.
- Anaya, P., Hachula, M., y Offermanns, C. J. (2017). Spillovers of U.S. Unconventional Monetary Policy to Emerging Markets: The Role of Capital Flows. *Journal of International Money and Finance*, 73(PB):275–295.
- Banco de México (2009). Quarterly Report: April-June 2009. Technical report, Banco de México.
- Basdevant, O., Björksten, N., y Karagedikli, O. (2004). Estimating a Time Varying Neutral Real Interest Rate for New Zealand. RBNZ Discussion Paper Series 2004/01, Reserve Bank of New Zealand.
- Berger, T. y Kempa, B. (2014). Time-Varying Equilibrium Rates in Small Open Economies: Evidence for Canada. *Journal of Macroeconomics*, 39(PA):203–214.
- Bernanke, B., Gertler, M., y Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. En Taylor, J. B. y Woodford, M., editores, *Handbook of Macroeconomics*, volumen 1 de *Handbook of Macroeconomics*, capítulo 21, pp. 1341–1393. Elsevier.

- Bernhardsen, T. y Gerdrup, K. (2007). The Neutral Real Interest Rate. *Norges Bank Economic Bulletin*, 78(2):52–64.
- Björkstén, N. y Karagedikli, O. (2003). Neutral Real Interest Rates Revisited. *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, 66:1–11.
- Bouis, R., Rawdanowicz, L., Renne, J.-P., Watanabe, S., y Christensen, A. K. (2013). The Effectiveness of Monetary Policy since the Onset of the Financial Crisis. OECD Economics Department Working Papers 1081, OECD Publishing.
- Caballero, R. J., Farhi, E., y Gourinchas, P. O. (2017). Rents, Technical Change, and Risk Premia: Accounting for Secular Trends in Interest Rates, Returns on Capital, Earning Yields, and Factor Shares. Working Paper 23127, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Chari, A., Stedman, K. D., y Lundblad, C. (2017). Taper Tantrums: QE, its Aftermath and Emerging Market Capital Flows. Working Paper 23474, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Chari, V. V., Kehoe, P. J., y McGrattan, E. R. (2007). Business Cycle Accounting. *Econometrica*, 75(3):781–836.
- Chiquiar, D., Noriega, A., y Ramos-Francia, M. (2010). A Time-series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: the Mexican Experience. *Applied Economics*, 42(24):3067–3075.
- Christiano, L. J. y Fitzgerald, T. J. (2003). The Band Pass Filter. *International Economic Review*, 44(2):435–465.
- Cuaresma, J., Gnan, E., y Ritzberger-Gruenwald, D. (2004). Searching for the Natural Rate of Interest: A Euro Area Perspective. *Empirica*, 31(2):185–204.
- Cúrdia, V., Ferrero, A., Ng, G. C., y Tambalotti, A. (2015). Has U.S. Monetary Policy Tracked the Efficient Interest Rate? *Journal of Monetary Economics*, 70(C):72–83.
- Del Negro, M., Giannone, D., Giannoni, M. P., y Tambalotti, A. (2017). Safety, Liquidity, and the Natural Rate of Interest. *Brookings Papers on Economic Activity*, 48(1 (Spring)):235–316.
- Dorich, J., Reza, A., y Sarker, S. (2017). An Update on the Neutral Rate of Interest. *Bank of Canada Review*, 2017(Autumn):27–41.
- Elizondo, R. (2012). Monthly GDP Estimates Based on the IGAE. Working Papers 2012-11, Banco de México.
- European Central Bank (2004). The Natural Real Interest Rate in the Euro Area. Monthly Bulletin, May, European Central Bank.
- Fratzscher, M., Lo Duca, M., y Straub, R. (2016). On the International Spillovers of US Quantitative Easing. *The Economic Journal*, 128(608):330–377.
- Fries, S., Mésonnier, J. S., Mouabbi, S., y Renne, J. P. (2018). National Natural Rates of Interest and the Single Monetary Policy in the Euro Area. *Journal of Applied Econometrics*, forthcoming.

- Fuentes, R. y Gredig, F. (2008). The Neutral Interest Rate: Estimates for Chile. *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 11(2):47–58.
- Fujiwara, S., Iwasaki, Y., Muto, I., Nishizaki, K., y Sudo, N. (2016). Developments in the Natural Rate of Interest in Japan. Supplementary Paper Series for the Comprehensive Assessment (2) 2016-E-12, Bank of Japan.
- Garnier, J. y Wilhelmsen, B.-R. (2009). The Natural Rate of Interest and the Output Gap in the Euro Area: A Joint Estimation. *Empirical Economics*, 36(2):297–319.
- González, A., Ocampo, S., Pérez, J., y Rodríguez, D. (2012). Output Gap and Neutral Interest Measures for Colombia. Borradores de Economía 726, Banco de la República.
- Hernández-Vega, M. A. (2017). Portfolio Investment Response to U.S. Monetary Policy Announcements: An Event Study Analysis Using High Frequency Data from Mexico. Working Papers 2017-02, Banco de México.
- Holston, K., Laubach, T., y Williams, J. C. (2017). Measuring the Natural Rate of Interest : International Trends and Determinants. *Journal of International Economics*, 108:S59 – S75.
- International Monetary Fund (2018). World Economic Outlook: Cyclical Upswing, Structural Change. Technical report, International Monetary Fund.
- Johannsen, B. K. y Mertens, E. (2016). The Expected Real Interest Rate in the Long Run : Time Series Evidence with the Effective Lower Bound. FEDS Notes 2016-02-09, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Kiley, M. T. (2015). What Can the Data Tell Us About the Equilibrium Real Interest Rate? Finance and Economics Discussion Series 2015-77, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Kim, C. J. y Kim, J. (2013). The ‘Pile-up Problem’ in Trend-Cycle Decomposition of Real GDP: Classical and Bayesian Perspectives. MPRA Paper 51118, University Library of Munich, Germany.
- Kim, D. H. y Wright, J. H. (2005). An Arbitrage-Free Three-Factor Term Structure Model and the Recent Behavior of Long-Term Yields and Distant-Horizon Forward Rates. Finance and Economics Discussion Series 2005-33, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- King, M. y Low, D. (2014). Measuring the “World” Real Interest Rate. NBER Working Papers 19887, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Kocherlakota, N. R. (2015). Fiscal Policy and the Long-Run Neutral Real Interest Rate. Speech 135, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Krippner, L. (2015). Measures of the Stance of United States Monetary Policy. Technical report, Reserve Bank of New Zealand.
- Lama, R. (2011). Accounting for Output Drops in Latin America. *Review of Economic Dynamics*, 14(2):295–316.

- Laubach, T. y Williams, J. C. (2003). Measuring the Natural Rate of Interest. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4):1063–1070.
- Laubach, T. y Williams, J. C. (2016). Measuring the Natural Rate of Interest Redux. Finance and Economics Discussion Series 2016-11, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Lombardi, M. y Zhu, F. (2014). A Shadow Policy Rate to Calibrate US Monetary Policy at the Zero Lower Bound. BIS Working Papers 452, Bank for International Settlements.
- Lubik, T. A. y Matthes, C. (2015). Calculating the Natural Rate of Interest: A Comparison of Two Alternative Approaches. *Richmond Fed Economic Brief*, (Oct):1–6.
- Magud, N. E. y Tsounta, E. (2012). To Cut or Not to Cut? That is the (Central Bank’s) Question In Search of the Neutral Interest Rate in Latin America. IMF Working Papers 12/243, International Monetary Fund.
- Melo-Velandia, L. F. y Granados-Castro, J. C. (2010). Expectativas y Prima por Riesgo Inflacionario bajo una Medida de Compensación a la Inflación. Borradores de Economía 589, Banco de la Republica de Colombia.
- Mesonnier, J.-S. y Renne, J.-P. (2007). A Time-Varying Natural Rate of Interest for the Euro Area. *European Economic Review*, 51(7):1768–1784.
- Perrelli, R. y Roache, S. K. (2014). Time-Varying Neutral Interest Rate: The Case of Brazil. IMF Working Papers 14/84, International Monetary Fund.
- Pescatori, A. y Turunen, J. (2015). Lower for Longer: Neutral Rates in the United States. IMF Working Paper 15/135, International Monetary Fund.
- Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3):821.
- Rachel, L. y Smith, T. D. (2015). Secular Drivers of the Global Real Interest Rate. Staff Working Paper 571, Bank of England.
- Ramírez, C. y González, M. (2017). Have QE Programs Affected Capital Flows to Emerging Markets?: A Regional Analysis. En Estrada-García, A. y Ortiz-Bolaños, A., editores, *International Spillovers of Monetary Policy*, pp. 155–188. Center for Latin American Monetary Studies and Banco de España.
- Richardson, A. y Williams, R. (2015). Estimating New Zealand’s Neutral Interest Rate. Reserve Bank of New Zealand Analytical Notes series AN2015/05, Reserve Bank of New Zealand.
- Schmidt-Hebbel, K. y Walsh, C. E. (2009). Monetary Policy and Key Unobservables: Evidence from Large Industrial and Selected Inflation-Targeting Countries. En Schmidt-Hebbel, K., Walsh, C. E., Editor), N. L. S., y (Series, K. S.-H., editores, *Monetary Policy under Uncertainty and Learning*, volumen 13 de *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*, capítulo 9, pp. 285–370. Central Bank of Chile.

- Schmitt-Grohé, S. y Uribe, M. (2003). Closing Small Open Economy Models. *Journal of International Economics*, 61(1):163–185.
- St-Amant, P. y van Norden, S. (1997). Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada. Technical Reports 79, Bank of Canada.
- Taylor, J. B. y Wieland, V. (2016). Finding the Equilibrium Real Interest Rate in a Fog of Policy Deviations. Economics Working Papers 16109, Hoover Institution, Stanford University.
- Tillmann, P. (2016). Unconventional Monetary Policy and the Spillovers to Emerging Markets. *Journal of International Money and Finance*, 66:136 – 156.
- Winter, C. (2017). The Impact of Government Debt on the Long-Run Natural Real Interest Rate - a Quantitative Evaluation. *Applied Economics Letters*, 24(20):1429–1434.
- Wu, J. C. y Xia, F. D. (2016). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3):253–291.
- Zhu, F. (2016). Understanding the Changing Equilibrium Real Interest Rates in Asia-Pacific. BIS Working Papers 567, Bank for International Settlements.

A. El Crecimiento del Producto y las Tasas en los Mercados Financieros en las EAs y las EMEs

El WEO de abril 2018 del FMI, Recuadro 1.3, presenta estimaciones del crecimiento potencial para las EAs y las EMEs seleccionadas. Este encuentra que el crecimiento potencial ha disminuido persistentemente para las primeras, mientras que sigue un patrón invertido en forma de *U* para las segundas. En particular, para el grupo de las EAs, la tendencia del crecimiento cayó de 2.5% en 2001 a 1.5% en 2017, mientras que para el grupo de las EMEs, la tendencia del crecimiento se ubicó en 4% en ambos años, con un pico del 5 % en 2007. En el estudio del FMI, las EAs incluyen Australia, Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Corea, España, Reino Unido y Estados Unidos. Mientras que las EMEs incluyen Brasil, India, México, Rusia y Turquía. Cuando se incluye a China en la muestra de las EMEs, la tendencia del crecimiento promedio de estos subgrupos es aún más fuerte.

En esta sección, se presenta evidencia complementaria al Cuadro 1.3 utilizando los datos del FMI. La Tabla 4 presenta los promedios de largo plazo de las tasas de crecimiento anual del producto y de las tasas de interés reales del mercado financiero para un conjunto más amplio de EAs y EMEs, 17 para el primero y 30 para el segundo. Dichas tasas de interés se refieren a la tasa de interés de los activos con vencimiento a un año o menos. Por lo tanto, estas tasas están estrechamente relacionadas con las tasas de interés de los bonos gubernamentales a corto plazo, como son los *T-bills*. Se calculan las tasas de interés reales ex-post utilizando la inflación anual en cada país. En la tabla, las EAs incluyen Alemania, Australia, Bélgica, Canadá, Corea, Dinamarca, España, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón, Los Países Bajos, Nueva Zelanda, Reino Unido, Singapur, Suecia y Suiza. A su vez, las EMEs incluyen Angola, Arabia Saudita, Argelia, Argentina, Brasil, Bulgaria, Chile, Colombia, Costa de Marfil, Filipinas, Hungría, India, Indonesia, Kuwait, Malasia, Marruecos, México, Pakistán, Perú, Polonia, Rumania, Rusia, Serbia, Sudáfrica, Tailandia, Túnez, Turquía, Ucrania Venezuela y Vietnam.⁴² La observación de cada país está ponderada por su respectiva proporción en el PIB mundial. La muestra comienza en 1993 debido a problemas con la disponibilidad de

⁴²China no está incluida, ya que los datos de sus mercados financieros internacionales no están disponibles durante la mayor parte del periodo de interés.

datos, especialmente para las EMEs. El peso promedio del PIB de las EAs en la muestra es del 50.9% de la producción mundial, mientras que el de las EMEs es del 28%. Para calcular las tasas de interés reales promedio, se excluyen las observaciones del año en las que la tasa de inflación es superior al 25%. La muestra recortada evita, por lo tanto, las medidas distorsionadas de las tasas de interés reales debido a los periodos súper inflacionarios. En las EAs hay cero episodios con tales características, mientras que en las EMEs hay 84, de los cuales 56 se ubican entre 1993 y 1999.

Las estadísticas que se muestran en la Tabla 4 son consistentes con los resultados del FMI. Cabe destacar que el promedio en el largo plazo del crecimiento del producto en las EAs disminuye desde el primer periodo considerado hasta el último, mientras que para las EMEs esta estadística fluctúa entre el 4% y el 5%. Los promedios en el largo plazo cubren 7 u 8 años, que es la duración estándar considerada para un ciclo económico. Se opta por excluir los años 2008 y 2009 de la muestra, ya que estos años se vieron gravemente afectados por la CFG.⁴³

Adicionalmente, los datos muestran una tendencia decreciente en los promedios de largo plazo de la tasa de interés real de corto plazo, tanto en las EAs como en las EMEs, desde al menos 1993. La tabla muestra que existe un claro co-movimiento positivo entre las tasas de crecimiento promedio y las tasas de interés reales de corto plazo en las EAs. En las EMEs, este co-movimiento es muy débil.

B. Estimaciones Recientes de r^* Alrededor del Mundo

Esta sección examina de manera no exhaustiva la evidencia reciente relacionada con r^* en las EAs y en las EMEs. La conclusión principal es que la mayoría de los estudios encuentran una tendencia a la baja de r^* que inició alrededor de los años 90s y se agudizó a raíz de la crisis financiera global de 2008.

⁴³Incluir estos años en el cálculo reduce el promedio en el largo plazo del crecimiento del producto de las EAs, pero no tanto el de las EMEs.

Cuadro 4: Estadísticas del Crecimiento del Producto y de la Tasa de Interés Real de Corto Plazo

<i>Periodo de Tiempo</i>	Tasa de Crec. Anual del Producto		Tasa de Interés Real	
	EAs	EMEs	EAs	EMEs
1993-2000	3.0	4.2	2.4	7.5
2001-2007 [†]	2.3	4.9	0.7	3.3
2010-2017 [†]	1.9	4.2	-1.0	0.9

Note: Las estadísticas consideran 17 economías avanzadas y 30 economías emergentes. La observación de cada país está ponderada por su respectiva proporción en el PIB mundial. Las tasas de interés reales se calculan con la inflación realizada en un año determinado. *Fuente:* Cálculos propios con datos de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

[†] Los años 2008 y 2009, donde los efectos de la CFG alcanzaron su punto máximo, se eliminaron de la muestra.

B.1. Economías Avanzadas

Para EE.UU., Yellen (2015) presenta un conjunto de estimaciones de r^* en el corto plazo obtenidas a partir de modelos DSGE Nuevo Keynesianos, desarrollados por el personal de la Fed, estos muestran que esta variable se desplomó hacia niveles negativos al inicio de la CFG, alcanzando el cero a finales de 2015. Estos modelos interpretan la reducción de r^* en el corto plazo como una respuesta a los choques macroeconómicos persistentes a la demanda agregada, como las condiciones de financiamiento más estrictas y el menor acceso al crédito, desapalacamiento de los hogares, menor crecimiento global y mayor incertidumbre.⁴⁴ Metodologías más flexibles, tales como los modelos de espacio-estado con una estructura variable en el tiempo encuentran resultados similares. Para el caso de los EE.UU., Laubach y Williams (2016) y Johannsen y Mertens (2016) estiman una clara tendencia a la baja en r^* que inició al menos desde los años 80, que se ha profundizado desde la crisis financiera. Laubach y Williams (2016) relacionan la caída en r^* con un crecimiento potencial decreciente. En contraste, Del Negro *et al.* (2017) utilizando tanto series de tiempo como un modelo DSGE,

⁴⁴Las estimaciones de estos modelos DSGE suponen la existencia de rigideces nominales y otras fricciones para capturar los choques macroeconómicos transitorios. Para estimar r^* en el corto plazo, los modelos calculan la tasa de interés real que prevalecería si los precios y los salarios fueran flexibles. Por lo tanto, la estimación en el corto plazo de r^* en este tipo de modelos es una medida contrafactual, no observable y altamente volátil, ya que está sujeta a un amplio conjunto de choques transitorios.

atribuyen la caída de r^* al crecimiento de la prima por liquidez y la seguridad de invertir en los bonos del Tesoro, también conocido como *rendimiento de conveniencia*. Sus hallazgos se suman a la literatura que muestra que los bonos del Tesoro no solo se valoran por su rendimiento pecuniario, sino también por los servicios de cobertura y liquidez que ofrecen.

La evidencia de una tendencia a la baja de r^* no es exclusiva de los EE.UU. En Hols-ton *et al.* (2017) encuentran evidencia de que r^* y el crecimiento potencial en Canadá, la Zona del Euro y el Reino Unido han seguido una tendencia a la baja durante varias décadas.⁴⁵ Adicionalmente, encuentran que estas estimaciones y las de los EE.UU. tienen una alta correlación de co-movimiento a lo largo del tiempo. Por lo tanto, los autores sugieren que los factores globales desempeñan un papel importante en la explicación de las tendencias de r^* y el crecimiento potencial en estas economías. De manera similar, Bouis *et al.* (2013) encuentran que para siete economías de la OCDE r^* generalmente ha caído desde 1980.⁴⁶ Ellos argumentan que la caída de r^* es probablemente el resultado de un menor crecimiento potencial. Además, mencionan que, según las proyecciones de la OCDE, r^* puede converger a un nivel más bajo que antes de la CFG. Para Japón, Fujiwara *et al.* (2016) muestran que r^* ha seguido una tendencia a la baja desde los años 90s y relaciona esta tendencia con una desaceleración del crecimiento potencial. Similarmente, el European Central Bank (2004) encuentra que r^* en la Zona Euro ha disminuido desde mediados de los años 90s y sostiene que esta trayectoria puede reflejar la desaceleración de la productividad y el crecimiento de la población en la región.⁴⁷ Para Noruega, Bernhardsen y Gerdrup (2007) encuentra que r^* ha caído desde al menos 1990 y explica que una de las razones es en parte por una menor prima de riesgo inflacionaria, ya que la inflación y sus expectativas se estabilizaron en niveles bajos. Para Nueva Zelanda, Basdevant *et al.* (2004) encuentran evidencia que sugiere una tendencia a la baja en r^* desde 1992, mientras que Björkstén y Karagedikli (2003) concluyen que la reducción en r^* puede atribuirse en parte a una disminución global de las tasas naturales y a

⁴⁵Ver también Berger y Kempa (2014) para Canadá.

⁴⁶Los países son EE.UU., Japón, la Zona del Euro, Reino Unido, Canadá, Suecia y Suiza. Los dos últimos son las excepciones, ya que sus estimaciones de r^* han permanecido estables y relativamente altas, desde la crisis financiera.

⁴⁷Ver también Cuaresma *et al.* (2004), Mesonnier y Renne (2007), Garnier y Wilhelmsen (2009) y Fries *et al.* (2018).

factores locales. Richardson y Williams (2015) encuentran evidencia similar para Nueva Zelanda. Schmidt-Hebbel y Walsh (2009) presentan más evidencia sobre r^* en otras economías avanzadas.⁴⁸ Aunque no encuentran evidencia clara de una tendencia a la baja en r^* en todos los casos. Sin embargo, muestran que las tasas neutrales de estas economías están altamente correlacionadas.

B.2. Economías de Mercados Emergentes

La evidencia para las EMEs no es muy diferente de la de las EAs. Las tendencias de las tasas naturales en las EMEs también han disminuido. En particular, Magud y Tsounta (2012), utilizando diferentes metodologías, documentan algunos hechos estilizados para r^* en diez países de América Latina:⁴⁹ (i) r^* tiende a ser más baja en países con fundamentales más fuertes; (ii) los rangos más amplios en estimaciones de r^* se asocian con marcos de política monetaria más débiles y mayores primas de riesgo inflacionarias, aunque la dispersión también podría ser causada por muestras cortas y disponibilidad de datos; y (iii) r^* presenta una tendencia a la baja en la última década para la mayoría de los países estudiados. Magud y Tsounta sostienen que esta tendencia posiblemente se deba a los fundamentales económicos más fuertes en la región, así como a condiciones de financiamiento global más acomodaticias que habrían aumentado la oferta de fondos prestables en la región.

En este contexto, Perrelli y Roache (2014) encuentran una tendencia a la baja en las estimaciones de r^* en un conjunto más amplio de EMEs.⁵⁰ Estos autores se centran en la experiencia de Brasil y encuentran que la caída en su tasa neutral puede explicarse por facto-

⁴⁸Los países incluidos son EE.UU., la Zona del Euro, Japón y algunos países con metas de inflación como Australia, Canadá, Nueva Zelanda, Noruega, Reino Unido, Suecia y Chile.

⁴⁹Los países son Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Guatemala, México, Paraguay, Perú y Uruguay. Las metodologías utilizadas por los autores incluyen: el filtro HP, una tendencia estocástica común implícita que usa tasas de interés de corto y largo plazo, reglas de Taylor dinámicas, reglas de Taylor con expectativas de inflación aumentadas, modelos de Laubach y Williams, modelos con consumo suavizado y la condición de paridad de tasa de interés no cubierta (PTI). Su muestra abarca desde el año 2000 hasta el 2012.

⁵⁰Incluyen los siguientes países: Brasil, Chile, China, Colombia, Corea, Egipto, Filipinas, Hungría, India, Indonesia, Israel, Malasia, México, Perú, Polonia, República Checa, Rusia, Sudáfrica, Tailandia, Taiwán, Turquía y Uruguay. Los autores usan filtros estadísticos para documentar la caída de r^* en una muestra que abarca desde 2002 hasta 2013. Además, utilizando un análisis de componentes principales, los autores encuentran que con dos factores pueden explicar aproximadamente el 45% de las fluctuaciones comunes en las tasas reales de política de los países analizados. El primero de estos factores representa la tendencia común, mientras que el segundo es el ciclo común.

res domésticos y extranjeros. Con respecto a los primeros, argumentan que la profundización financiera, la disminución de la deuda pública y una menor prima de riesgo soberana han contribuido a incrementar los ahorros deseados en el país. Con respecto a los últimos, los autores encuentran evidencia que sugiere que la tasa de interés real global también ha contribuido a la disminución de la tasa neutral de Brasil.

En otros análisis de países individuales, Fuentes y Gredig (2008) y González *et al.* (2012) estudian los casos de Chile y Colombia usando una batería de modelos para estimar trayectorias plausibles para r^* .⁵¹ En el caso de Chile de 1980 a 2007, todos los modelos encuentran que la estimación de r^* presenta una tendencia a la baja. Para Colombia, las estimaciones de r^* varían significativamente.

Finalmente, Zhu (2016) también encuentra que, con las excepciones de China y Tailandia, las estimaciones de r^* han disminuido significativamente desde 2005 en un grupo de países de la región de Asia y el Pacífico.⁵² Consistente con la evidencia existente, el autor encuentra que para algunas economías (por ejemplo, EE.UU., Corea, Japón y Singapur), la tendencia a la baja en r^* comenzó en la década de 1980. Además, Zhu encuentra que los movimientos de baja frecuencia en la tasa neutral parecen estar fuertemente relacionados con la demografía y los factores globales (por ejemplo, el comercio, los flujos de capital y la liquidez global), mientras que la relación con el crecimiento potencial parece ser más débil.

C. Análisis Heurístico de Factores Estructurales en México

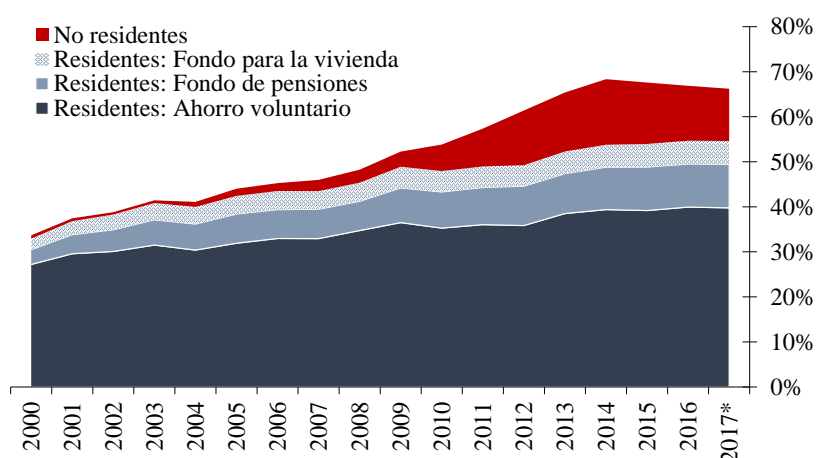
La perspectiva de \bar{r}^* depende de cómo se espera que cambien los factores estructurales y de cómo afectarán la oferta de fondos prestables y la demanda de inversión en la economía. Ahora se revisan las tendencias de algunos factores estructurales importantes.

⁵¹Los modelos utilizados en estos trabajos se pueden clasificar en tres categorías: (i) teoría económica (modelo de consumo tradicional, paridad descubierta de la tasa de interés y modelos de forma reducida de equilibrio general); (ii) expectativas implícitas de r^* en instrumentos financieros (tasas forward, modelos de espacio-estado con tendencia estocástica común de corto y largo plazo de tasas de interés y modelos de la curva de rendimiento); y (iii) modelos estadísticos (filtros).

⁵²Estos países son: Australia, China, Corea, Estados Unidos, Filipinas, Hong Kong, India, Indonesia, Japón, Malasia, Nueva Zelanda, Singapur y Tailandia. La muestra abarca desde 1950 hasta 2014. El autor explota la densidad espectral de los datos para encontrar cambios de baja frecuencia.

Ahorros. El ahorro doméstico se ha incrementado sólidamente como porcentaje del PIB desde principios de la década de los 2000 en México. Los ahorros voluntarios de los residentes, distribuidos a través de instrumentos públicos y privados, alcanzaron el 40% del PIB en noviembre de 2017, en comparación con el 27% en 2000. Además, los fondos federales de pensiones y vivienda, un tipo de ahorro obligatorio, alcanzaron el 15% del PIB en noviembre de 2017 en relación con el 5.7% en 2000. Adicionalmente, la tenencia de activos domésticos de no residentes adquirió importancia solo después de 2008. En general, las tendencias indican que la oferta de fondos prestables en la economía seguirá creciendo, lo que representa presiones a la baja sobre \bar{r}^* en el futuro.

Figura 16: Tenencia de Activos Domésticos



Nota: Los datos se presentan en frecuencia anual y como porcentaje del PIB. El año 2017 cubre de enero a noviembre debido a la disponibilidad de información. *Fuente:* INEGI y Banco de México.

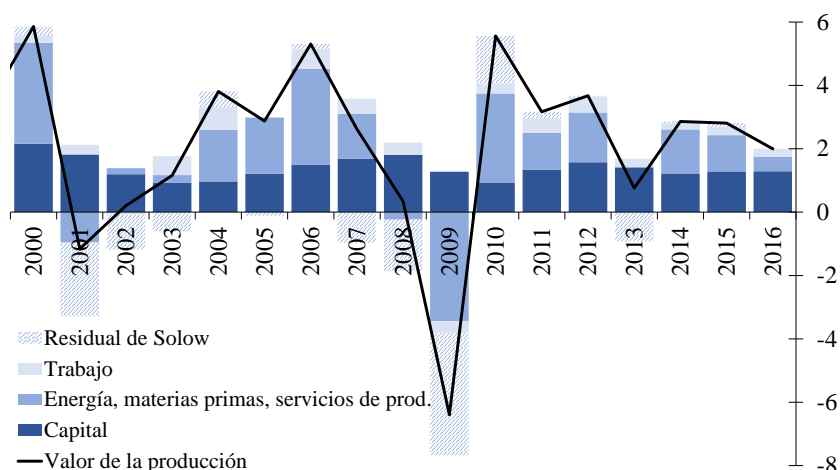
Población. La demografía también ha jugado un papel en la determinación de \bar{r}^* en al menos dos dimensiones. Primero, los cambios en la distribución de la población mexicana podrían haber favorecido un entorno propicio para fortalecer el perfil de ahorro del país. Segundo, un crecimiento más lento de la fuerza laboral podría haber afectado negativamente el crecimiento potencial de la producción. Con respecto al primero, el Consejo Nacional de Población (CONAPO) estima que la proporción de la población en edad de trabajar en México

(entre 16 y 65 años) aumentó de 59.3% de la población total en 2000 a 64.7% en 2018. Este subgrupo de la población tiene la mayor capacidad de ahorrar en comparación con otros subgrupos. CONAPO espera que la población en edad de trabajar alcance un máximo en 2025, con un 65.4%. Con respecto a la fuerza laboral, CONAPO estima que su tasa de crecimiento disminuyó de 1.7% en 2000 a 1.4% en 2016 y que podría llegar a 0.6% a finales del año 2020. Si el capital y la mano de obra son complementos, este patrón para la fuerza laboral representa una perspectiva más pobre para el producto marginal de los retornos del capital e inversión, lo que implica que la demanda de inversión también podría crecer lentamente. Por lo tanto, la demografía ha planteado riesgos a la baja para \bar{r}^* en los últimos años y las perspectivas a futuro no parecen ser diferentes.

Productividad y crecimiento. Las estadísticas de la Productividad Total de los Factores del INEGI descomponen el crecimiento del PIB en las contribuciones provenientes de los servicios del capital, mano de obra, energía, materias primas y producción de 2000 a 2016, el último año disponible. La diferencia entre el crecimiento total y la suma de las contribuciones de cada factor es la productividad total de los factores (TFP) o el residuo de Solow. Esta taxonomía de crecimiento muestra que los servicios de capital son los contribuyentes más estables, mientras que la TFP es la más inestable. Dado que la TFP no muestra un patrón claro en los datos es difícil evaluar su posible impacto en \bar{r}^* . Sin embargo, esto último podría revertirse si las reformas estructurales implementadas recientemente en México aumentan la productividad en los próximos años. Parte de estas reformas fomentan la competencia en sectores como las telecomunicaciones y la producción de energía (petróleo y electricidad), mientras que una reforma más profunda a largo plazo busca mejorar sustancialmente la calidad de la educación primaria en las escuelas públicas.

El costo global del dinero. La Sección 4.2 muestra que la tasa de interés real global de largo plazo ha presentado una clara tendencia a la baja durante al menos 25 años. Académicos

Figura 17: Contabilidad del Crecimiento



Nota: Los datos se presentan en frecuencia anual. Fuente: INEGI.

y políticos han debatido sobre los determinantes de esta tendencia.⁵³ Rachel y Smith (2015) han argumentado recientemente que al menos 400 puntos base de la caída en la tasa de interés real global de largo plazo registrada entre 1985 y 2015 pueden atribuirse a factores seculares que afectan el ahorro global deseado y la demanda de inversión global. Los factores estructurales que impulsan hacia arriba el ahorro global deseado son un aumento en la proporción de la población en edad de trabajar, una mayor desigualdad y, en menor medida, el exceso de ahorros precautorios de los mercados emergentes. A su vez, los factores estructurales que han afectado negativamente la demanda global de inversión son una caída del precio relativo del capital, una menor inversión pública y un aumento en el margen entre la tasa libre de riesgo y la tasa de rendimiento del capital. En contraste, Rachel y Smith sostiene que el crecimiento económico parece no haber afectado negativamente la tasa de interés real global de largo plazo hasta 2008. Después de ese año, la perspectiva de un menor crecimiento global podría haber contribuido a una caída de 100 puntos base en la tasa de interés global de largo plazo.

Los factores globales que se acaban de describir también pueden afectar la tasa de interés de largo plazo de México a través del arbitraje internacional. Por lo tanto, no se debe esperar

⁵³Por ejemplo, ya en 2005 el expresidente de la Fed, Ben Bernanke, expresó su preocupación por el creciente exceso de ahorro global, es decir, una situación en la que el ahorro global deseado supera la demanda de inversión global.

que los riesgos estructurales al alza de \bar{r}^* provengan de los mercados internacionales de capital en un futuro cercano.

Resumen de perspectivas. Los riesgos a la baja para el nivel de convergencia en el largo plazo de la tasa neutral en México están dados por una desaceleración esperada en la tasa de crecimiento de la fuerza laboral, una mayor proporción de la población en edad de trabajar y una reducción secular de la tasa de interés real global de largo plazo. Los riesgos al alza, a su vez, se relacionan con un aumento potencial en la productividad generado por las recientes reformas estructurales en el país.