Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2017-11

**Identificando la Sobre-Reacción del Tipo de Cambio de
Dornbusch con VEC Estructurales: Evidencia en México**

Carlos Capistrán
Bank of America Merrill Lynch

Daniel Chiquiar
Banco de México

Juan R. Hernández
Banco de México

Junio 2017

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.

Identifying Dornbusch's Exchange Rate Overshooting with Structural VECs: Evidence from Mexico*

Carlos Capistrán
† Bank of America Merrill Lynch

Daniel Chiquiar[‡]
Banco de México

Juan R. Hernández[§]
Banco de México

Abstract: In this paper we use data from Mexico to identify Dornbusch's (1976) exchange rate overshooting hypothesis. We specify and estimate a structural cointegrated VAR that considers explicitly the presence of a set of long-run theoretical relations on macroeconomic variables (a purchasing power parity, an uncovered interest parity, a money demand, and a relation between domestic and U.S. output levels). We then impose a recursiveness assumption to identify the response of domestic variables to a monetary policy shock. The long-run restrictions embedded in the model are themselves identified, estimated, and tested using an ARDL methodology that is robust to the degree of persistence of the time series and, in particular, to whether they are trend- or first-difference stationary. With this approach, we are able to find that the response of the exchange rate to monetary policy shocks is consistent with Dornbusch's model.

Keywords: Vector error correction models; exchange rate overshooting; monetary policy shock.

JEL Classification: C32, C51, E10, E17.

Resumen: En este artículo utilizamos datos de México para identificar la hipótesis de sobre-reacción del tipo de cambio de Dornbusch (1976). Especificamos y estimamos un VAR estructural con cointegración que considera explícitamente la presencia de un conjunto de relaciones teóricas de largo plazo entre variables macroeconómicas (una paridad de poder de compra, una paridad de tasas de interés descubierta, una demanda de dinero y una relación entre el producto doméstico y el de Estados Unidos). Para identificar un choque de política monetaria sobre las variables domésticas, imponemos un orden recursivo entre ellas. Las restricciones de largo plazo incluidas en el modelo son identificadas, estimadas y probadas utilizando la metodología ARDL, que es robusta al grado de persistencia de las series de tiempo, y en particular, a que las series sean estacionarias en torno a una tendencia o estacionarias en diferencias. Con este enfoque, podemos encontrar que la respuesta del tipo de cambio a un choque de política monetaria es consistente con el modelo de Dornbusch.

Palabras Clave: Modelos de vectores con corrección de error; sobre-reacción de tipo de cambio; choque de política monetaria.

*We thank Nicolás Amoroso, Julio Carrillo, Raúl Ibarra, Lucio Sarno and an anonymous referee for valuable comments. Christian Constandse and Andrea Miranda provided excellent research assistance. All remaining errors are our own. Carlos Capistrán contributed to this paper when he was working at Banco de México. The opinions in this paper correspond to the authors and do not necessarily reflect the point of view of Banco de México or Bank of America Merrill Lynch.

† Bank of America Merrill Lynch. Email: carlos.capistran@baml.com.

‡ Dirección General de Investigación Económica. Email: dchiquiar@banxico.org.mx.

§ Dirección General de Investigación Económica. Email: juan.hernandez@banxico.org.mx.

1. Introducción

Aunque la hipótesis de sobre-reacción de Dornbusch (1976) se ha convertido en un componente central de la teoría macroeconómica internacional y del modelado de la política monetaria, la evidencia empírica de las economías pequeñas y abiertas generalmente no la ha apoyado. De hecho, en muchos casos la evidencia ha encontrado resultados enigmáticos que sugieren que el tipo de cambio se deprecia después de un choque positivo de las tasas de interés domésticas (véase, por ejemplo, Sims, 1992; Racette y Raynald, 1992; Grilli y Roubini, 1995; Mojon y Peersman, 2003). Este enigma del tipo de cambio no sólo contradice la hipótesis de sobre-reacción, sino que también es inconsistente con la respuesta teórica que el valor de la moneda local debería exhibir después de un choque de política monetaria. En otros casos, se ha encontrado una larga y persistente apreciación de la moneda en forma de joroba después de un choque de política monetaria restrictivo, llamada “sobre-reacción retardada”(véase Eichenbaum y Evans, 1995; Grilli y Roubini, 1995; Lindé, 2003). Esto es de nuevo inconsistente con el modelo de Dornbusch y, en particular, con la depreciación esperada que haría que se mantuviera la paridad de tasas de interés descubierta tras la apreciación inicial de la moneda.

En otros trabajos de investigación se ha argumentado que estos resultados reflejan una estrategia de identificación inapropiada y, en particular, pueden estar respondiendo a una causalidad bidireccional entre los tipos de cambio y las tasas de interés (véase Cushman y Zha, 1997; Kim y Roubini, 2000; Bjørnland, 2009). Así, si la política monetaria responde a choques del tipo de cambio al aumentar las tasas de interés para evitar sus consecuencias inflacionarias, esto puede dar lugar a una correlación positiva entre las tasas de interés y los tipos de cambio que puede dificultar la identificación de la respuesta de estos a choques exógenos de la política monetaria. En este contexto, la evidencia conjunta de estos trabajos muestra que, para los casos de los países del G-7 que no incluye a los Estados Unidos, Australia, Nueva Zelanda y Suecia, una estrategia de identificación adecuada que tenga en cuenta explícitamente las características de una economía pequeña y abierta y sus interacciones con el resto del mundo, y que identifique la respuesta de la política monetaria a los choques del tipo de cambio, es útil para identificar respuestas del tipo de cambio teóricamente consistentes.

En este trabajo, presentamos evidencia de México que respalda esta postura. La estrategia de identificación que seguimos se basa en: i) la imposición de un conjunto de restricciones teóricas de largo plazo a un modelo VAR estructural con cointegración; y, ii) el uso de un supuesto de recursividad para identificar la respuesta de las variables domésticas a un choque

de política monetaria. Si bien Cushman y Zha (1997) y Bjørnland (2009) también logran la identificación a través de la estimación de los VAR estructurales, nuestra estrategia difiere de la de ellos.¹ En particular, imponemos al modelo una estructura de largo plazo mucho más rica, lo que implica un gran número de restricciones de sobre-identificación. Por lo tanto, en contraste con el enfoque seguido anteriormente por esta literatura, podemos probar la validez de nuestra estrategia de identificación.

Formalmente, nuestra estrategia comienza con la especificación y estimación de un pequeño modelo macroeconómico trimestral para la economía mexicana. Seguimos el enfoque de Garratt et al. (2006) basado en la estimación de un VAR estructural con cointegración que considera explícitamente la presencia de un conjunto de restricciones teóricas de largo plazo sobre las variables macroeconómicas, pero que de otra manera mantiene la dinámica de corto plazo del sistema sin restricciones.² Las relaciones de largo plazo son identificadas, estimadas y verificadas usando una metodología de rezago distribuido autorregresivo (ARDL por sus siglas en inglés) que es robusta al grado de la persistencia de los regresores (Pesaran, 1999; Pesaran et al., 2001). Esto puede ser especialmente relevante en países como México, donde diversos quiebres estructurales pueden afectar el grado de persistencia de las series macroeconómicas, dificultando la determinación inequívoca de las propiedades estocásticas de las variables como la tendencia -o la primera diferencia- estacionaria. Las relaciones de largo plazo consideran explícitamente que México es una economía pequeña y abierta y, por lo tanto, explican la relación que se esperaría que tuvieran los principales agregados macroeconómicos domésticos con las variables externas. En particular, el modelo contiene cuatro relaciones de largo plazo: (i) una paridad de poder de compra; (ii) una paridad de tasas de interés descubierta; (iii) una demanda de dinero; y (iv) una relación entre los niveles de producto doméstico y de Estados Unidos. Las propiedades dinámicas del modelo se ilustran con el uso de las Funciones Impulso Respuesta Generalizadas (Koop et al., 1996; Pesaran y Shin, 1998). A continuación, utilizamos el modelo estimado para identificar recursivamente un choque de política monetaria y analizar la respuesta de las variables macroeconómicas a dicho choque.

Este trabajo difiere de intentos previos de identificar los choques de política monetaria en

¹Cushman y Zha (1997) estiman un VAR estructural que identifica explícitamente una función de política monetaria. Sin embargo, no restringen el modelo para satisfacer relaciones teóricas de largo plazo. Bjørnland (2009), en cambio, asume una restricción de neutralidad de largo plazo sobre el tipo de cambio, lo que le permite imponer una interacción contemporánea entre la tasa de interés y el tipo de cambio sin sacrificar la identificación. No se imponen más restricciones de largo plazo.

²Véase Garratt et al. (2003) para una aplicación de esta metodología a la economía del Reino Unido y Assenmacher-Weschea y Pesaran (2009) para una aplicación a la economía de Suiza.

la economía mexicana. En contraste con los VARs que cambian de régimen con restricciones recursivas de identificación estimadas por Del Negro y Obiols-Homs (2001) y Gaytán y García-González (2006), encontramos efectos significativos sobre el producto y los precios. Además, también encontramos que, consistentemente con la hipótesis de sobre-reacción de Dornbusch (1976), un choque de política monetaria restrictivo induce una rápida y fuerte apreciación del tipo de cambio, seguida de una depreciación gradual. En particular, mostramos que, una vez que seguimos nuestra estrategia de identificación, tanto los llamados enigmas de precios como de tipos de cambio desaparecen. Por otra parte, nuestros resultados no muestran la anomalía de la “sobre-reacción retardada” encontrada en intentos previos para identificar el mecanismo de sobre-reacción del tipo de cambio. Estos resultados son consistentes con la teoría económica y son similares a los encontrados por Carrillo y Elizondo (2015) quienes estiman un modelo VAR con variables expresadas como brechas y restricciones de identificación tanto recursivas como de signos. Nuestro enfoque, sin embargo, difiere del de ellos al proporcionar un enfoque unificado de las tendencias de las variables reales, financieras y externas. Dado que la varianza de muchas series macroeconómicas parece estar dominada por componentes de baja frecuencia, la caracterización directa de las tendencias y sus interrelaciones puede resultar especialmente útil para el estudio de los efectos de la política monetaria en el largo plazo. Una característica distintiva adicional de estos documentos es que, al considerar restricciones de sobre-identificación, este enfoque impone fundamentos basados en la teoría económica que se pueden probar y que aumenta los grados de libertad para la estimación. Estas son características útiles en un entorno con muestras pequeñas y posibles cambios de régimen.

El documento procede de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta la formulación econométrica del modelo estructural con cointegración utilizado en este trabajo. Los datos y el análisis de las relaciones individuales de largo plazo se encuentran en la Sección 3. La Sección 4 contiene la estimación y las pruebas del modelo, mientras que la Sección 5 presenta el análisis impulso-respuesta, incluyendo la respuesta de las variables endógenas a un choque de política monetaria. Algunas consideraciones finales se incluyen en la Sección 6.

2. Formulación Econométrica del Modelo

El modelo que consideramos es un modelo de vectores autorregresivos (VAR) estructural con cointegración que relaciona las variables macroeconómicas centrales de la economía mexicana con los valores actuales y rezagados de variables externas clave. Nuestra estrategia

de modelación comienza con la afirmación explícita de la relación de largo plazo entre las variables del modelo obtenidas a partir de la teoría macroeconómica. Las desviaciones de estas relaciones de largo plazo (es decir, los términos de corrección de error), son entonces incorporadas dentro de un modelo VAR con restricciones de cointegración que tenga como solución del estado estacionario la relación estructural de largo plazo. Esto nos permite probar la presencia de las relaciones de cointegración y la validez de las restricciones de sobre-identificación implícitas en la teoría económica de largo plazo.

Un modelo estructural muy general para la determinación de un vector $m \times 1$ de variables de interés, $\mathbf{z}_t$, viene dado por el Modelo de Corrección de Errores del Vector Estructural (SVECM por sus siglas en inglés)

$$\mathbf{A}\Delta\mathbf{z}_t = \tilde{\mathbf{a}} + \tilde{\mathbf{b}}t - \tilde{\mathbf{\Pi}}\mathbf{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tilde{\mathbf{\Gamma}}_i \Delta\mathbf{z}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (2.1)$$

Aquí, $\mathbf{A}$, $\tilde{\mathbf{\Pi}}$, y $\tilde{\mathbf{\Gamma}}_i$ son matrices $m \times m$, y $\tilde{\mathbf{a}}$ y $\tilde{\mathbf{b}}$ son vectores $m \times 1$, todos ellos con parámetros estructurales. Se asume que el vector de errores $m \times 1$ en (2.1), $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, tiene una media cero y una matriz diagonal de covarianza positiva definida $\mathbf{\Omega}$ (es decir, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ contiene los choques estructurales). Si hay r vectores cointegrantes, $0 < r < m$, entonces $\tilde{\mathbf{\Pi}}$ será de rango r . En este caso, podemos descomponerlo como $\tilde{\mathbf{\Pi}} = \tilde{\boldsymbol{\alpha}}\boldsymbol{\beta}'$ donde $\tilde{\boldsymbol{\alpha}}$ es una matriz $m \times r$ de coeficientes de ajuste y $\boldsymbol{\beta}$ es una matriz $m \times r$ de coeficientes de largo plazo.

Dentro de este marco, $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{z}_{t-1}$ se interpreta como el término de corrección de errores. En particular, como se explica en Davidson et al. (1978), $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{z}_t = \mathbf{0}$ puede interpretarse como el equilibrio de largo plazo del sistema dinámico, de modo que, cuando $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{z}_{t-1}$ difiere de cero, hay desviaciones del equilibrio de largo plazo que tienden a corregirse a través de cambios en $\mathbf{z}_t$. En algunos casos, estas relaciones pueden complementarse con interceptos y tendencias determinísticas. Así, de acuerdo con Garratt et al. (2003), las relaciones de largo plazo pueden expresarse de la siguiente manera

$$\boldsymbol{\xi}_t = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{z}_t - \mathbf{b}_0 - \mathbf{b}_1 t, \quad (2.2)$$

donde $\boldsymbol{\xi}_t$ se interpreta como la desviación del equilibrio de largo plazo definido por la condición $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{z}_t - \mathbf{b}_0 - \mathbf{b}_1 t = 0$.

Así, las relaciones de largo plazo están incorporadas en la matriz $\boldsymbol{\beta}$. Sin embargo, como es bien sabido, $\boldsymbol{\beta}$ no puede ser identificada a partir de $\tilde{\boldsymbol{\alpha}}$ sin restricciones adicionales. Para poder identificarla, se necesitan al menos r^2 restricciones. Normalizar produce fácilmente r restricciones, de modo que se requieren $r^2 - r$ restricciones adicionales.

El enfoque más común para obtener la identificación es probablemente el propuesto por Johansen (1991), que se basa en procedimientos estadísticos. Sin embargo, una alternativa

interesante para obtener las $r^2 - r$ restricciones faltantes se basa en la teoría económica, tal como lo propusieron Garratt et al. (2003). Dado que las restricciones se imponen a los vectores cointegrantes, la teoría relevante es la del largo plazo. En este contexto, la estrategia de modelación consiste en incorporar ξ_t en un VAR(p) sin restricciones. Esta estrategia nos permite evitar restringir la dinámica de corto plazo, al asumir que los cambios en z_t pueden ser bien aproximados por una función lineal de un número finito de cambios pasados en z_t (Sims, 1980). Al respecto, consideramos el VECM(p-1)

$$\Delta z_t = a_0 - \alpha \xi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + u_t,$$

que, dada la ecuación (2.2), puede ser escrita como

$$\Delta z_t = a + b t - \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + u_t, \quad (2.3)$$

que es una forma reducida del VECM donde $a = A^{-1}\tilde{a}$, $b = A^{-1}\tilde{b}$, $\Pi = A^{-1}\tilde{\Pi} = A^{-1}\tilde{\alpha}\beta' = \alpha\beta'$, $\Gamma_i = A^{-1}\tilde{\Gamma}_i$, $u_t = A^{-1}\varepsilon_t$, y u_t tiene una matriz de covarianza Σ con $\Omega = A\Sigma A'$. La estimación de (2.3) puede realizarse utilizando el enfoque de modelación estructural de largo plazo propuesto por Pesaran et al. (2000) y Pesaran y Shin (2002).

En este marco, es importante distinguir entre variables endógenas y débilmente exógenas, ya que esto podría conducir a un enfoque de estimación más eficiente. Tratamos a las variables externas como débilmente exógenas, es decir, que afectan a las variables domésticas contemporáneamente pero que, si bien podrían verse afectadas por cambios rezagados de variables domésticas y externas, no se ven afectadas por desequilibrios en la economía doméstica. Esto implica que ninguno de los términos de corrección de error se incluye en las ecuaciones para el cambio en las variables externas.

3. Relaciones de Nivel de Largo Plazo

Nuestra elección de las variables esta determinada por el propósito del modelo, es decir, la modelación del mecanismo de transmisión monetaria. En este contexto, el modelo debería incluir aquellas relaciones de la teoría económica que puedan estar asociadas a los mecanismos a través de los cuales la economía responde a los choques de política monetaria. También debe incluir las variables que se espera influyan al producto doméstico y la inflación en una economía pequeña y abierta como la mexicana. Consideramos: (i) una paridad de poder de compra, que vincula el nivel de precios domésticos, el tipo de cambio y el nivel de precios externos (EE.UU.); (ii) una paridad de tasas de interés descubierta, que relaciona la tasa de

interés nominal doméstica con la tasa de interés nominal externa (EE.UU.) y con la tasa de depreciación; (iii) una condición para los requerimientos de solvencia de largo plazo, la demanda de dinero, que relaciona las existencias de dinero reales con el producto real y la tasa de interés; y, (iv) una condición para la determinación del producto de largo plazo, basada en la relación entre el producto real doméstico y el producto real externo. Además, cuando estimamos el modelo completo, consideramos el precio del petróleo, el índice de precios al productor externo (EE.UU.) y el diferencial TED, como variables exógenas en el sistema, dada su importancia como determinantes de los términos de intercambio de México, los precios de los bienes intermedios importados y los choques de liquidez financiera global, respectivamente.³ El único rol de estas variables en el VECM es el de modelar la dinámica de corto plazo.

3.1. Base de Datos

Utilizamos datos trimestrales ajustados por estacionalidad para el período 1990T1-2015T4.⁴ La Tabla 1 describe las variables. Las variables domésticas son el producto interno bruto real (PIB), y_t ; el índice de precios al consumidor mexicano, p_t ; la tasa de interés de los CETES a 91 días, r_t ; el agregado monetario M1 en términos reales, m_t^d ; y el tipo de cambio nominal expresado en pesos mexicanos por dólar estadounidense, e_t . Las variables externas son el PIB real de EE.UU., y_t^* ; el índice de precios al consumidor de EE.UU., p_t^* ; la tasa de interés de los bonos del Tesoro a 3 meses, r_t^* ; el precio del petróleo WTI, p_t^o ; el índice de precios al productor de EE.UU. pp_t^* ; y el diferencial TED, $\tilde{r}_t^*$. Todas las variables, excepto las tasas de interés y el diferencial, se transforman en sus logaritmos naturales.⁵

Para ver en qué medida las relaciones de largo plazo que se están investigando se han mantenido históricamente, los datos se presentan en las Figuras 1 a 4. La Figura 1 muestra las variables en la relación de paridad de poder de compra y sugiere que puede mantenerse en el largo plazo. La gran devaluación asociada a la crisis de mediados de los 90 es evidente, así como la respuesta de los precios a esta devaluación. La reciente crisis financiera dio lugar a

³El diferencial TED es una medida comúnmente utilizada de las condiciones de financiamiento y se define como el diferencial entre el LIBOR a 3 meses en dólares estadounidenses y la Letra del Tesoro a 3 meses.

⁴Para garantizar que todas las regresiones comienzan en 1990T1 y, por lo tanto, son comparables, independientemente del orden de rezagos elegido, se utilizaron datos anteriores a 1990T1.

⁵Las tasas de interés se expresan como $0.25 \ln(1 + R/100)$, donde R es la tasa de interés en porcentaje anual, para hacer que las unidades sean compatibles con otras tasas de cambio utilizadas (por ejemplo, la tasa de depreciación) que se calculan como la primera diferencia (log) de los niveles trimestrales. El Índice de Precios al Consumidor de México y el M1 están desestacionalizadas utilizando la metodología TRAMO-SEATS (Gomez y Maravall, 1996).

la fuerte depreciación observada en los dos últimos trimestres de 2008, esto último coincidió con una respuesta diferencial de precios. Se observan otros dos eventos, la tensión financiera provocada por la crisis de la deuda griega hacia finales de 2011 y la fuerte depreciación de la moneda mexicana observada desde el último trimestre de 2014 hasta el final de la muestra, que fue en parte una respuesta a la disminución observada en los precios del petróleo.

La Figura 2 muestra las variables en la relación de paridad de tasas interés descubierta, las tasas de interés domésticas y externas (EE.UU.) en el panel (a), la depreciación del tipo de cambio en el panel (b), y todas las variables relevantes simultáneamente en el panel (c). Parece haber una relación positiva entre las tasas de interés, aunque la tasa de interés externa es más suave. Cuando ambas tasas crecen por separado, la brecha parece ser compensada, al menos en parte, por las depreciaciones de la moneda mexicana. Esto es evidente durante la crisis de mediados de los noventa, la crisis financiera que comenzó en 2008T3, el episodio de estrés de la deuda griega en 2011T4 y al final de la muestra durante 2015.

La Figura 3 muestra las variables en la ecuación de la demanda de dinero. Los niveles de M1 real y del PIB real aparecen en el panel (a).⁶ Después de las crisis de mediados de los años 90 y de finales de la primera década del 2000, ambas series tienen tendencias similares, por lo que una elasticidad ingreso de uno parece plausible. El panel (b) ilustra la relación entre la velocidad (inversa) y la tasa de interés. La Figura sugiere una semi-elasticidad negativa de la tasa de interés.

La Figura 4 muestra el PIB real doméstico y externo. Tras la crisis de mediados de los años 90 y hasta el primer semestre de 2008, estas series muestran tendencias similares. Esto puede reflejar los vínculos, del lado de la producción, que se formaron entre los sectores manufactureros de ambas economías, especialmente después de la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) (véase Graham y Wada, 2000). Sin embargo, después de la crisis de 2008, la tasa de crecimiento del PIB de Estados Unidos parece haber sido algo inferior a la de México -que experimentó una disminución más pronunciada de la actividad económica en 2009.

Las variables exógenas que utilizamos en la estimación del sistema completo también se muestran en las Figuras 5 a 7. La Figura 5 muestra los precios del petróleo con tres fuertes caídas, una relacionada con la crisis de la deuda asiática de 1998, un segundo descenso du-

⁶El M1 a precios constantes aumentó 84 % entre 1990 y 1991. Este cambio de nivel, que se hizo evidente en el último trimestre de 1991, se explica por el aumento de las cuentas corrientes (151.7 %) que se produjo como resultado de un cambio en la regulación. La nueva regulación transfirió fondos en *fideicomisos abiertos de inversión de valores* y en cuentas maestras a cuentas corrientes (de pago de intereses). Para explicar este cambio, incluimos en la ecuación monetaria de abajo una variable dicotómica que toma el valor de uno desde 1991T4 en adelante.

rante la crisis financiera de 2009 y la última caída a partir del segundo semestre de 2014. El comportamiento del Índice de Precios al Productor de EE.UU. se muestra en la Figura 6, mientras que el comportamiento del Diferencial TED se muestra en la Figura 7.

3.2. Prueba de la Existencia de una Relación de Nivel

Antes de llevar a cabo la estimación del sistema, realizamos un análisis de ecuación-única de cada una de las relaciones de largo plazo mencionadas anteriormente. Primero probamos la existencia de una relación de largo plazo entre los niveles de las series en cada ecuación usando el enfoque de prueba de límites de Pesaran et al. (2001). Luego, dado que los datos no parecen rechazar la existencia de una relación de niveles, utilizamos el enfoque de modelado ARDL de Pesaran (1999) para estimar sus coeficientes. Las estimaciones de las relaciones de largo plazo ARDL indicarán qué restricciones de parámetros es probable que sean válidas. Es importante destacar que el enfoque ARDL es robusto a las propiedades de raíz unitaria de los datos, por lo que no es necesario conocer el orden de integración de las variables. Esto es particularmente útil para el caso de las variables nominales en México, dado que un cambio en su persistencia pudo haber ocurrido en 2001 (Chiquiar et al., 2010).

Los modelos individuales que estimamos corresponden a las cuatro relaciones de largo plazo que esperamos encontrar: paridad de poder de compra (PPP), paridad de tasa de interés descubierta (UIP), demanda de dinero (MD) y determinación del producto (OUT). Estimamos cada ARDL en forma de corrección de error. Para determinar la longitud apropiada de rezagos y, si se requiere una tendencia lineal determinística, cada modelo fue estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios con y sin una tendencia lineal de tiempo, usando de 1 a 8 rezagos. Seleccionamos la mejor especificación utilizando el criterio de información de Schwarz (BIC). Pesaran et al. (2001) proporcionan límites para los valores críticos para una *prueba-t* de la significancia del coeficiente asociado con el término de corrección de error (velocidad de ajuste) y para una prueba conjunta de la exclusión de los niveles rezagados. Estos límites proporcionan un valor crítico inferior y superior para la nula de ninguna relación de nivel (es decir, no hay cointegración si las variables contienen una raíz unitaria). Cuando el estadístico de la prueba se encuentra fuera de los límites (en valor absoluto), se rechaza la nula a favor de la hipótesis alternativa de la existencia de una relación de nivel entre las variables incluidas en la ecuación, independientemente de las propiedades de persistencia de las variables incluidas.⁷

⁷Si el estadístico de la prueba se encuentra dentro del intervalo formado por los límites superior e inferior, necesitaríamos conocer el orden de integración de las variables para hacer una inferencia concluyente, como

Las pruebas de la existencia de relaciones de nivel de largo plazo se resumen en la Tabla 2. La segunda columna muestra el coeficiente del término de corrección de error, y la siguiente muestra los *estadísticos-t* con sus respectivos valores críticos del límite inferior y superior al nivel del 10 %. Las tres columnas siguientes muestran el *estadístico-F* para la exclusión de los niveles de las variables y los correspondientes valores críticos inferior y superior al 10 %. Finalmente, presentamos la R^2 ajustada y la especificación final de cada modelo ARDL.⁸ En los cuatro modelos obtenemos coeficientes de corrección de error negativos y significativos, como se desprende del hecho de que el *estadístico-t* excede los límites (en valor absoluto).⁹ Además, el *estadístico-F* también excede el límite superior en los cuatro casos. Por lo tanto, hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de que no existen relaciones de nivel en todas las relaciones de largo plazo. Así, encontramos pruebas de la existencia de cuatro relaciones estables de largo plazo. Las relaciones de largo plazo estimadas con los modelos ARDL se muestran a continuación, con errores estándar calculados con el método delta entre paréntesis. El orden es: PPP; UIP; MD; y OUT

$$\begin{aligned}
 p_t &= \frac{0.019}{(0.818)} + \frac{0.491}{(0.196)}p_t^* + \frac{1.015}{(0.055)}e_t, \\
 \Delta e_t &= \frac{0.001}{(0.007)} + \frac{1.154}{(0.274)}r_t - \frac{2.329}{(1.159)}r_t^*, \\
 m_t^d &= \frac{-2.867}{(3.553)} + \frac{0.019}{(0.176)}D914_t + \frac{1.113}{(0.383)}y_t - \frac{13.978}{(3.482)}r_t, \\
 y_t &= \frac{0.437}{(0.471)} + \frac{0.047}{(0.028)}D091_t + \frac{0.042}{(0.032)}D121_t + \frac{0.010}{(0.044)}D151_t + \frac{0.897}{(0.050)}y_t^*.
 \end{aligned}$$

Nótese que todas las relaciones fueron estimadas con una constante y sin una tendencia, y que incluimos las siguientes variables dicotómicas de cambio: $D914_t$ considera el cambio de nivel en los saldos de dinero real después de 1991T4; $D091_t$ captura el cambio estructural observado tanto en el PIB de México como en el de Estados Unidos a partir de 2009T1; $D121_t$ controla por la pronunciada desaceleración que sufrió la economía de Estados Unidos en 2012T1 discutida anteriormente; y $D151_t$ busca capturar la divergencia antes mencionada en la pendiente de las series del PIB. No encontramos evidencia a favor de una tendencia lineal en ninguna de las relaciones de largo plazo en los niveles convencionales. Todas las estimaciones de los coeficientes relevantes son significativas al 5 % de significancia y tienen los signos esperados.¹⁰

sugieren Pesaran et al. (2001).

⁸En la última columna, p corresponde al número de rezagos de la variable dependiente, y m_k son los rezagos del k -ésimo regresor.

⁹En el caso de la relación del producto, el estadístico de la prueba es ligeramente superior al valor crítico en el límite superior del nivel de significancia del 10 %.

¹⁰Nótese que todas las variables dicotómicas incluidas en OUT son significativas cuando se estiman con máxima verosimilitud dentro del sistema VAR de abajo.

Para la relación PPP, la especificación de largo plazo muestra que no es inapropiado imponer una elasticidad unitaria tanto en el nivel de precios externos como en el tipo de cambio.¹¹ En cuanto a la relación UIP, y de acuerdo con la teoría, encontramos que las pruebas de Wald son incapaces de rechazar las hipótesis nulas individuales de coeficientes unitarios con signos opuestos para r_t y r_t^* en un nivel de significancia del 5 %. Esto también es cierto para las pruebas Wald de su igualdad conjunta a uno.¹² Con respecto a la demanda de dinero, no se puede rechazar una elasticidad ingreso unitaria. En particular, el valor-p de esta prueba es 0.786. Por último, afirmamos que, con la evidencia disponible, la relación entre el producto real doméstico y externo tiene una elasticidad unitaria en el largo plazo.¹³ Estas relaciones de largo plazo son consistentes con una clase amplia de modelos macroeconómicos de economía abierta (por ejemplo, Garratt et al., 2003; Clarida et al., 2001).

Dados los resultados descritos anteriormente, parece razonable suponer que PPP y UIP se mantienen en el largo plazo, y que la demanda de dinero muestra una elasticidad unitaria con respecto al producto. También parece conveniente restringir el espacio de cointegración para que el producto doméstico tenga una elasticidad unitaria con respecto al producto externo. En este contexto, abstrayendo de las constantes no importantes, una vez que estime-mos el sistema completo en la siguiente sección, impondremos las siguientes restricciones (de sobre-identificación) en el espacio de cointegración, que corresponden respectivamente a las relaciones de largo plazo PPP, UIP, MD y OUT¹⁴

$$\begin{aligned} p_t &= p_t^* + e_t + \xi_{1t}, \\ \Delta e_t &= r_t - r_t^* + \xi_{2t}, \\ m_t^d &= \beta_{D914} D914_t + y_t + \beta_r r_t + \xi_{3t}, \\ y_t &= \beta_{D091} D091_t + \beta_{D121} D121_t + \beta_{D151} D9151_t + y_t^* + \xi_{4t}. \end{aligned}$$

¹¹La prueba de Wald para la estimación relacionada con e_t no puede rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente sea igual a uno. La prueba correspondiente para la estimación relacionada a p_t^* se rechaza con un valor-p de 0.01, pero observamos que una prueba Wald conjunta rechaza la hipótesis nula de que ambos coeficientes son iguales con un valor-p de 0.034. Esto puede reflejar el hecho de que tanto p_t como p_t^* incluyen bienes no transables en sus definiciones, en oposición a la derivación teórica de esta relación. La prueba del cociente de verosimilitud para sobre-identificar restricciones dentro de la VECM estimada a continuación confirmará que estas restricciones son válidas en la estimación del sistema.

¹²El valor-p de la prueba de Wald para la nula de que el coeficiente de la tasa de interés doméstica es uno es 0.577. Por otro lado, la prueba para la nula de que el coeficiente relacionado con la tasa de interés externa es uno es 0.255. Finalmente, el valor-p para la prueba conjunta de que ambos coeficientes son uno es 0.434.

¹³El valor-p para esta prueba es 0.043. Los cambios discutidos en el comportamiento de las series de los productos, particularmente en el período posterior a 2009, parecen estar debilitando su relación de largo plazo, aunque esta última situación puede ser temporal. De hecho, si estimamos la relación hasta 2008T2, antes de la crisis financiera, encontramos que el valor-p es de 0.555.

¹⁴La validez de estas restricciones se comprobará conjuntamente en la estimación completa del sistema que se presenta a continuación y, como se verá, no se rechaza en ese contexto.

Nótese que estas cuatro relaciones de largo plazo pueden expresarse de manera compacta como

$$\xi_t = \beta' \begin{pmatrix} \mathbf{z}_t \\ \mathbf{D}_t \end{pmatrix} - \mathbf{b}_0,$$

donde $\mathbf{z}_t = (y_t, p_t, r_t, \Delta e_t, m_t^d, p_t^* + e_t, y_t^*, r_t^*)'$ y $\mathbf{D}_t = (D914_t, D091_t, D121_t, D151_t)'$, $\mathbf{b}_0$ es un vector de constantes sin importancia, ξ_t son las desviaciones del equilibrio de largo plazo, $p_t^* + e_t$ son los precios externos en moneda doméstica y

$$\beta' = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & \beta_r & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \beta_{D914} & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & \beta_{D091} & \beta_{D121} & \beta_{D151} \end{pmatrix}. \quad (3.1)$$

Los únicos coeficientes de largo plazo que dejamos sin restricciones, y que se estiman a partir de los datos, son la semi-elasticidad de las tasas de interés de la demanda de dinero y los coeficientes de las variables dicotómicas. Todos los demás parámetros se limitan a sus valores teóricos de largo plazo. Ahora definimos $\tilde{\mathbf{z}}_t = (\mathbf{z}'_t, \mathbf{D}'_t)'$ y separamos $\mathbf{z}$ en variables endógenas y débilmente exógenas. Las variables endógenas son $\mathbf{x}_t = (y_t, p_t, r_t, \Delta e_t, m_t^d, p_t^* + e_t)'$, y las débilmente exógenas son $\mathbf{x}_t^* = (y_t^*, r_t^*)'$. A partir de ahora, trataremos a $p_t^* + e_t$ como una variable única, a la que nos referiremos como precios externos en moneda doméstica.¹⁵ También nótese que los términos de corrección de errores para PPP, UIP, MD y OUT serán indicados por ξ_{1t} , ξ_{2t} , ξ_{3t} y ξ_{4t} , respectivamente.

4. Estimación y Prueba del Modelo

4.1. Pruebas de Raíz Unitaria

Antes de describir la estimación del sistema completo, resumimos en esta subsección los resultados de las pruebas de raíz unitaria de las variables incluidas en el modelo. En la Tabla 3 se presentan los estadísticos de la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF por sus siglas en inglés) de Dickey y Fuller (1979) y Said y Dickey (1984) y la prueba DF-GLS de Elliott et al. (1996) para las variables en niveles y en primeras diferencias.

Los resultados de las pruebas ADF y DF-GLS sugieren que podemos tratar a y_t , r_t , m_t^d , e_t , y_t^* , p_t^* , r_t^* , p_t^o , $\tilde{r}_t^*$ y pp_t^* , como variables I(1). Existe cierta ambigüedad en cuanto al orden

¹⁵En las pruebas de raíz unitaria que se muestran en la siguiente sección, sin embargo, haremos las pruebas individualmente para el nivel de precios externo y para el tipo de cambio.

de integración del nivel de precios doméstico, p_t . Dados los resultados de la Tabla 3 y de una prueba adicional ADF sobre $\Delta^2 p_t$, la evidencia sugiere que el nivel de precios doméstico parece comportarse como una variable I(2). Sin embargo, pruebas específicas para la inflación en México han mostrado que hay un cambio en la persistencia de la misma hacia principios de 2001 (Chiquiar et al., 2010). Por lo tanto, el nivel de precios parece comportarse como una serie I(2) sólo para la primera parte de la muestra, y como una variable I(1) para la segunda parte. En el análisis trataremos p_t como una variable I(1).¹⁶

4.2. Relaciones de Largo Plazo

A continuación se realiza la estimación del sistema VAR estructural con cointegración, describiendo el comportamiento dinámico completo de las variables incluidas en el modelo macroeconómico. El VAR con cointegración incorpora las relaciones estructurales de largo plazo descritas anteriormente como la solución de estado estacionario, mientras que la dinámica a corto plazo se estima a partir de los datos sin restricciones. Formalmente, las relaciones de largo plazo que identificamos anteriormente se incorporan a un VAR sin restricciones en diferencias de las variables. En particular, el VAR incluye los rezagos de las series es diferencias de las variables macroeconómicas de México, así como el primer rezago, ξ_{t-1} , de las desviaciones de las condiciones de equilibrio de largo plazo (es decir, los términos de corrección de errores). La tasa de interés y el PIB de Estados Unidos también se incluyen en el VAR, aunque asumimos que estas variables son débilmente exógenas y, por lo tanto, no se supone que respondan a los términos rezagados de corrección de errores. En forma de corrección de errores, el modelo a estimar puede ser escrito como

$$\Delta \mathbf{z}_t = \mathbf{a} - \alpha \beta' \tilde{\mathbf{z}}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{u}_t. \quad (4.1)$$

Primero determinamos la especificación de (4.1) eligiendo su longitud apropiada de rezagos y evaluando si es apropiado asumir que la solución de largo plazo puede ser representada por un conjunto de cuatro relaciones de cointegración; es decir, probamos si es razonable fijar en cuatro el rango de la matriz Π . En este contexto, primero determinamos el número de rezagos del VAR subyacente. Para ello, estimamos un VAR en niveles que incluye $y_t, p_t, \Delta e_t, r_t, m_t^d, y_t^*, r_t^*$ y $p_t^* + e_t$. También incluimos el conjunto de variables dicotómicas

¹⁶Tratar la inflación como una variable sin una tendencia estocástica es consistente con nuestra muestra correspondiente a un período de tiempo en el que la dominancia fiscal estaba ausente (véase Capistrán y Ramos-Francia, 2009). Por ejemplo, México inició las renegociaciones de la deuda pública con el llamado Plan Brady en julio de 1989.

y Δp_t^o , $\Delta \tilde{r}_t^*$ y Δpp_t^* con un rezago como variables exógenas. Todos los cálculos se llevan a cabo para el periodo 1990T1 a 2015T4. La Tabla 4 muestra los resultados de la aplicación de diferentes criterios de selección de los números de rezagos: el criterio de información de Akaike (AIC), el criterio de información de Schwarz (BIC), el criterio de Hannan-Quinn (HQ) y el error de predicción final de Lütkepohl (FPE). Nótese que el AIC señala un número de rezagos de 4, mientras que los criterios de HQ y FPE favorecen un número de rezagos de 2 y el BIC un rezago. Procedemos con un número de rezagos de $p = 2$ porque, dado el tamaño de nuestra muestra, considerar un mayor número de rezagos no parece apropiado, ya que el número de coeficientes a estimar se incrementaría rápidamente. Además, un rezago, como sugiere el BIC, no sería capaz de captar completamente la dinámica de corto plazo, como se discute por Garratt et al. (2006).

Una vez decidido el número de rezagos del VAR, ahora tenemos que determinar el número apropiado de relaciones de cointegración que deben incluirse (o rango de cointegración, R). Para ello, calculamos los estadísticos de la prueba de la traza correspondientes. Nótese que los valores críticos usuales para éstos pueden no ser aplicables en nuestro modelo, dada la inclusión de las variables dicotómicas y de un conjunto de variables débilmente exógenas. Por lo tanto, simulamos los valores críticos para la prueba.¹⁷ La Tabla 5 muestra los autovalores y el estadístico de la prueba de la traza, junto con sus valores críticos simulados al 5 % y los valores-p de las pruebas correspondientes. Nótese que la prueba indica la presencia de cuatro vectores con cointegración, es decir, $R = 4$. Esta parece una opción sensata, considerando las cuatro restricciones teóricas de largo plazo descritas en la sección anterior.

Dados los resultados anteriores, ahora restringimos el espacio de cointegración para incluir las cuatro relaciones de largo plazo identificadas con los modelos ARDL descritos anteriormente. En particular, imponemos restricciones de sobre-identificación en β' como en (3.1). Para probar la validez de estas restricciones, realizamos una prueba de razón de verosimilitud (LR) como se describe en Garratt et al. (2006). Primero definimos un conjunto de $R^2 = 16$ que identifican exactamente las restricciones en β' como un subconjunto de aquellas contenidas en (3.1) de la siguiente manera

$$\beta'_{EI} = \begin{pmatrix} \beta_{1,1} & 1 & \beta_{1,2} & \beta_{1,3} & \beta_{1,4} & \beta_{1,5} & \beta_{1,6} & \beta_{1,7} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{2,2} & \beta_{2,3} & 1 & \beta_{2,5} & \beta_{2,6} & 0 & \beta_{2,8} & 0 & \beta_{2,10} & 0 & \beta_{2,12} \\ \beta_{3,1} & 0 & \beta_r & \beta_{3,4} & 1 & 0 & 0 & \beta_{3,8} & \beta_{D914} & \beta_{3,10} & 0 & \beta_{3,12} \\ 1 & 0 & \beta_{4,3} & \beta_{4,4} & 0 & 0 & \beta_{4,7} & \beta_{4,8} & 0 & \beta_{D091} & \beta_{D121} & \beta_{D151} \end{pmatrix} \quad (4.2)$$

¹⁷Véase los detalles del procedimiento en CATS para simular estos valores críticos en Dennis (2006).

El modelo sobre-identificado contiene 47 restricciones, 39 directamente incluidas en (3.1) y 8 que se derivan del hecho de que se supone que r_t^* y y_t^* son débilmente exógenas. Por lo tanto, hay 23 restricciones de sobre-identificación y el estadístico de la prueba LR debe distribuirse como un chi-cuadrado con 23 grados de libertad (Pesaran y Shin, 2002). Sin embargo, dada la dimensión relativamente grande del modelo VAR y los grados de libertad disponibles, procedemos a probar la importancia del estadístico LR usando valores críticos calculados usando técnicas de bootstrapping.¹⁸ Obtenemos los valores críticos de un bootstrap paramétrico con 1,000 repeticiones. Para cada repetición, se genera un conjunto de datos artificial asumiendo primero que (4.2) es la matriz de cointegración del proceso de generación de datos y luego que (3.1) lo es. Esto se hace usando los valores iniciales observados de cada variable, el modelo estimado bajo ambos conjuntos de restricciones, un conjunto de innovaciones aleatorias, y tomando las variables (débilmente) exógenas como fijas a través de las repeticiones.¹⁹

La prueba LR sobre la validez de las restricciones de sobre-identificación se lleva a cabo en cada uno de los conjuntos de datos simulados, y la distribución empírica del estadístico de la prueba se deriva a través de todas las repeticiones. El estadístico de la prueba LR es 93.56, mientras que los valores críticos simulados son 148.95 para el 5 % y 141.11 para el 10 % de los niveles de significancia. Resulta interesante que nuestras estimaciones del modelo VAR completo no rechazan la validez de las restricciones de sobre-identificación impuestas de largo plazo.

Pasamos ahora a una breve descripción de los resultados de la estimación de β' en (3.1). El método de estimación empleado es el de cuasi máxima verosimilitud.²⁰ Además de las constantes sin importancia, sólo se estiman libremente cinco coeficientes de largo plazo (la semi-elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés y los coeficientes para las variables dicotómicas de cambio). El resto de los coeficientes de largo plazo se fijan en sus valores teóricos. El estimador de la semi-elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés es de -55.434, con un estadístico-t de -18.891. Este resultado significa, como se esperaba, que la demanda de dinero responde negativamente a la tasa de interés. Por otro lado, la variable dicotómica de cambio $D914_t$ entra en la ecuación de

¹⁸La aproximación asintótica sólo es válida cuando se dispone de muestras relativamente grandes de datos (véase Abadir et al., 1999). Sin embargo, incluso si la distribución asintótica fuera válida, el bootstrap a menudo reduce en gran medida el error en la probabilidad de rechazo que se encuentra típicamente cuando se utilizan tamaños de muestra pequeños (Horowitz, 2001).

¹⁹Las innovaciones aleatorias se obtienen a partir de una distribución multivariada normal con una media igual a cero y una matriz de covarianza igual a la matriz de covarianza estimada a partir de los residuales de cada modelo.

²⁰Véase Pesaran y Shin (2002) para las propiedades de cuasi máxima verosimilitud en este contexto.

la demanda de dinero con un coeficiente de -0.015 que se estima de forma imprecisa (su estadístico-t es -0,112). Las variables dicotómicas de cambio incluidas en la relación OUT son todas positivas y significativas al nivel del 5 %, $D091_t$ tiene como parámetro asociado 0.065 con un estadístico-t de 5.761; $D121_t$ tiene como parámetro asociado 0.028 con un estadístico-t de 2.058; y $D151_t$ tiene como parámetro asociado 0.120 con un estadístico-t de 5.321.

Las gráficas de las series de tiempo de las cuatro relaciones de cointegración se muestran en la Figura 8. En particular, graficamos cada error de equilibrio, corregido para la dinámica de corto plazo. Debemos esperar que estas series sean estacionarias. Observamos que, aunque las desviaciones de la PPP parecen ser relativamente persistentes, parece haber de hecho un comportamiento de corrección de error que lleva a que este error de equilibrio sea estacionario. La condición UIP y la función de demanda de dinero parecen mostrar un comportamiento de corrección de error aún más claro. Finalmente, aparte de los grandes choques durante la Crisis del Tequila (1994-1995), la crisis financiera en 2009 y la última parte de la muestra de 2015, las desviaciones de la relación del producto de largo plazo parecen comportarse de forma estacionaria, aunque también son bastante persistentes.

Como una última prueba de robustez, probamos la estabilidad recursiva de las estimaciones de largo plazo mediante el enfoque en Hansen y Johansen (1999). En particular, partiendo de una muestra base que va desde 1990T1 hasta 2006T2, reestimamos recursivamente el modelo, añadiendo una observación adicional a la vez. En donde $\beta^{(T)}$ denota la estimación de los parámetros de largo plazo usando la muestra completa, y $\beta^{(t)}$ la estimación usando una muestra que va de 1990T1 a t , para $t = 2006T3 \dots 2015T4$. Luego, calculamos dos pruebas para la constancia de β . La primera es una prueba max sobre la diferencia entre $\beta^{(T)}$ y $\beta^{(t)}$ (prueba max de la constancia de beta) y la segunda es una prueba recursiva de $\beta^{(T)} \in \text{span}\{\beta^{(t)}\}$ (prueba de beta = “Beta conocida”, véase Dennis, 2006). Los resultados se muestran en la Figura 9. Los estadísticos de la prueba se escalan con el correspondiente valor crítico al 5 %, de modo que un estadístico de prueba mayor que la unidad conduciría a un rechazo de la nula de estabilidad. Incluimos los estadísticos de la prueba cuando todos los parámetros son reestimados en cada recursión (forma X) y cuando la dinámica de corto plazo se concentra fuera con las estimaciones completas de la muestra (forma R). Como se puede observar, no encontramos evidencia de inestabilidad estructural en las relaciones de cointegración de largo plazo con la prueba max, y sólo un periodo de inestabilidad alrededor del 2006T2 cuando se observa la prueba beta conocida. Si hubiéramos escalado los estadísticos de la prueba en este

caso con el valor crítico al 10 %, no podríamos rechazar la hipótesis nula de estabilidad.²¹ Debemos notar que, incluso si la mayoría de los parámetros de largo plazo se fijaran desde el principio, una especificación errónea importante llevaría a la inestabilidad de los parámetros que de hecho fueron estimados.

4.3. Ecuaciones de Corrección de Errores

Pasamos ahora a un breve análisis de las estimaciones de las ecuaciones de corrección de error de forma reducida. La Tabla 6 resume estas estimaciones e incluye algunos estadísticos de diagnóstico. Las desviaciones de las relaciones de largo plazo son estadísticamente significativas, a niveles convencionales, en varias ecuaciones. En particular, las desviaciones de la PPP, $\xi_{1,t-1}$, son estadísticamente significativas en la ecuación para la tasa de interés y los precios domésticos, lo que sugiere que estos últimos tienden a ajustarse para alcanzar PPP en el largo plazo a través de cambios de corto plazo en el nivel de inflación. Los precios domésticos también responden de manera estadísticamente significativa, con un signo positivo, a las desviaciones positivas del PIB con respecto a su relación de largo plazo con el producto de Estados Unidos, $\xi_{4,t-1}$. A su vez, como se esperaba, los saldos monetarios reales se ajustan para corregir las desviaciones de corto plazo de la demanda de dinero, $\xi_{3,t-1}$. De manera similar, el producto doméstico exhibe un comportamiento significativo de corrección de error con respecto a las desviaciones de su relación de equilibrio de largo plazo con el nivel del producto de EE.UU. Estas desviaciones, a su vez, también entran significativamente en las ecuaciones de dinero y tasas de interés. Finalmente, cabe mencionar que los cambios en las tasas de interés parecen conducir a una apreciación de la moneda y a un comportamiento de corrección de error de la tasa de interés. El primero de estos resultados parecería ser consistente con un mecanismo del tipo Dornbusch (1976) en el que un choque de política monetaria (aquí se supone que corresponde a una subida de la tasa de interés), llevaría a una apreciación de la moneda que sobre-reacciona a la respuesta de largo plazo del tipo de cambio, hasta que su valor sea consistente con las expectativas de devaluación que, dado el aumento de la tasa de interés doméstica, satisfacen la condición UIP. Veremos más resultados que apoyan la presencia de este mecanismo más adelante.

Con respecto a los resultados de los estadísticos de diagnóstico, la prueba de normalidad de Doornik y Hansen (1994) sugiere que los residuales de todas las ecuaciones correspondientes a variables domésticas exhiben no normalidad. Un análisis visual de los residuales sugiere

²¹Cuando realizamos pruebas con una muestra de estimación que va de 1990T1 a 2008T2, es decir, antes de la crisis financiera, no encontramos evidencia de inestabilidad.

que esto refleja grandes valores atípicos asociados con el primer trimestre de 1995, cuando la Crisis del Tequila inició. Al reestimar el modelo con una variable dicotómica que considera valores atípicos, encontramos que la desviación de la normalidad derivada de este choque no parece tener efectos significativos en nuestros principales hallazgos, particularmente, ya que estamos estimando a través de un método de cuasi máxima verosimilitud. En contraste con el fuerte rechazo de la normalidad, las pruebas ARCH no pueden rechazar la nula de homocedasticidad de los errores en ninguna de las ecuaciones, mientras que las pruebas LM de correlación serial rechazan la nula de no correlación serial a un nivel de significancia del 10 % sólo en el caso del PIB de EE.UU. Finalmente, la prueba RESET de Ramsey rechaza la hipótesis nula de que no hay errores de especificación para todos los casos excepto para el PIB y la tasa de interés de EE.UU. Sin embargo, tratar de corregir este problema incluyendo más rezagos implicaría, posiblemente, una pérdida significativa de grados de libertad.

5. Análisis de Impulso-Respuesta

En esta sección se ilustran las propiedades dinámicas del modelo estimado previamente mediante las funciones relevantes de impulso-respuesta. Si bien la respuesta de largo plazo de cada variable endógena está determinada en última instancia por las relaciones de largo plazo que están incorporadas en el modelo, el estudio de las respuestas dinámicas de corto plazo a diferentes choques, resumidas por estas funciones de impulso-respuesta, puede ser pertinente por sí mismo para pronosticar y para formular políticas. Este análisis puede dar una visión más completa de la dinámica de corto plazo del sistema que los resultados parciales, ecuación por ecuación, presentados anteriormente.

Primero, analizamos la respuesta de cada variable a choques no estructurales. En particular, ilustramos el efecto de un choque de un error estándar a cada variable sobre la trayectoria del tiempo de todas las variables endógenas en el modelo. El análisis se basa en el cálculo de las Funciones Impulso Respuesta Generalizadas (GIRFs por sus siglas en inglés) (véase Koop et al., 1996 y Pesaran y Shin, 1998). Las GIRFs son invariantes al orden de las variables en el VAR y no requieren supuestos específicos de identificación. En cambio, su cálculo se basa en las covarianzas de los errores de forma reducida, que consideran los vínculos contemporáneos entre los choques que han prevalecido históricamente.

Habiendo descrito las principales propiedades dinámicas del modelo a través del uso de las GIRFs, realizamos un ejercicio con el fin de identificar la respuesta dinámica de las principales variables endógenas del modelo a un choque de política monetaria. No tratamos de

describir los efectos de otros choques estructurales. Para identificar el choque de política monetaria en este ejercicio en particular, nos basamos en una descomposición de Cholesky basada en un ordenamiento específico de las variables en el VAR, como sugiere Sims (1980). En particular, seguimos un enfoque de identificación que satisface un supuesto de recursividad, en el que suponemos que los choques de política monetaria son ortogonales al conjunto de información que se supone tiene la autoridad monetaria al determinar el nivel de su instrumento de política (véase Christiano et al., 1999 y Garratt et al., 2003).

Específicamente, asumimos que cuando el Banco Central de México toma sus decisiones de política monetaria, reflejadas en la tasa de interés de corto plazo, observa los valores actuales de las tasas de interés y los niveles de producto de los Estados Unidos, los precios externos en moneda doméstica y el nivel de precios domésticos. Este supuesto nos permite identificar una regla de retroalimentación de la política monetaria que establece la tasa de interés en función de los valores actuales de estas variables y de los rezagos de todas las variables del sistema.²² Esto, junto con el supuesto de recursividad, nos permite recuperar una serie de choques de política monetaria que, en este contexto, son ortogonales a los choques actuales en las tasas de interés y a los niveles de producto de Estados Unidos, los precios externos en moneda doméstica, los precios domésticos y los rezagos de todas las variables del sistema.²³

Para hacer operativo este esquema de identificación, ordenamos las variables en el VAR de la siguiente manera

$$\mathbf{z}_t = \left(r_t^*, y_t^*, e_t + p_t^*, p_t, \dot{r}_t, \dot{\Delta}e_t, y_t, m_t^d \right)', \quad (5.1)$$

es decir, ordenamos las ecuaciones en el VAR de manera que todas las variables cuyos valores actuales son conocidos por el banco central se localicen antes de la ecuación de la tasa de interés, mientras que aquéllas que se asumen son observadas con un rezago se localicen al final

²²Garratt et al. (2003) muestran que este esquema de identificación puede ser racionalizado mediante un enfoque basado en decisiones, en el que se deriva una regla de política de tasas de interés al asumir que el banco central minimiza una función de pérdida cuadrática en la inflación y el crecimiento del producto. Este último está sujeto a un modelo estructural que vincula la tasa de interés a las variables objetivo, condicionando la información disponible. Christiano et al. (1999) optan por no incluir el PIB actual después de la tasa de interés, basándose únicamente en que un choque restrictivo para el segundo implica una respuesta no negativa del primero. Sin embargo, nosotros no encontramos tal enigma y seguimos el supuesto más razonable de que el banco central no conoce el nivel actual del PIB en el momento del choque, como sostiene Rudebusch (1998).

²³Los resultados son invariantes a la inclusión del tipo de cambio peso-dólar antes o después de la tasa de interés en el orden recursivo del VAR. Elegimos este último orden porque nuestra principal preocupación es evaluar el efecto de la política monetaria sobre el tipo de cambio. Agradecemos a un revisor anónimo por esta sugerencia. Nótese que este esquema de identificación a su vez implica que, en el VAR, los precios externos en moneda doméstica, los precios domésticos, las tasas de interés de EE.UU. y los niveles de producto sólo pueden responder con un rezago a los choques de política monetaria.

del vector z_t . Con el orden (5.1), las impulso-respuesta de cada variable a los choques en la ecuación de la tasa de interés, basadas en la descomposición de Cholesky, pueden interpretarse como las respuestas dinámicas de cada variable al choque de política monetaria.²⁴ Como se muestra en Christiano et al. (1999) y en Garratt et al. (2003), estas respuestas dinámicas serán invariantes al orden particular de las ecuaciones dentro de los bloques de variables que aparecen antes y después de la tasa de interés en el VAR.²⁵

5.1. Respuesta a Choques No Estructurales

Las Figuras 10-12 ilustran la respuesta de cada variable endógena a un choque de un error estándar en cada una de las variables del modelo.²⁶ Como se discutió anteriormente, se trata de respuestas a choques observables, no estructurales. Por lo tanto, es difícil identificar los mecanismos subyacentes que conducen a las correlaciones dinámicas que se ilustran en estas GIRFs. En particular, mientras que estas funciones de impulso-respuesta resumen la interrelación dinámica observada históricamente entre las variables del modelo, es posible que no estén directamente relacionadas con la respuesta a un choque estructural en particular. Esto limita la interpretación económica de estas funciones. Sin embargo, es importante destacar desde el principio que la identificación de estas respuestas puede depender especialmente del gran choque macroeconómico que condujo a la crisis de la economía mexicana a mediados de los años noventa, en la que una gran devaluación originó una alta inflación y una disminución de la demanda de dinero, en un contexto de una profunda recesión y altas tasas de interés. Como puede observarse en las Figuras 10-12, la correlación histórica (de forma reducida) observada entre las variables del modelo sugiere la presencia de vínculos positivos entre la dinámica del tipo de cambio, los precios y las tasas de interés, así como una correlación negativa de estas variables con la demanda de dinero y el producto.

En cuanto a las respuestas del producto a diversos choques observables que se muestran

²⁴Para este ejercicio, estamos considerando la tasa de interés de corto plazo como el instrumento de política monetaria. Sin embargo, en nuestra muestra, el Banco de México ha utilizado diferentes instrumentos de política monetaria. Antes de la Crisis del Tequila, México tenía una zona objetivo para el tipo de cambio. Con la crisis, México se vio obligado a dejar flotar la moneda, y entre 1995 y enero de 2008, Banco de México utilizó un objetivo de reservas obligatorias no prestadas, llamado el “Corto”, para afectar las tasas de interés. No obstante, desde abril de 2004, Banco de México había comenzado a enviar al mercado información sobre su nivel deseado de tasas de interés, aunque el cambio *de jure* hacia el uso de la tasa de interés a un día como instrumento de política monetaria se realizó en enero de 2008 (Banco de México, 1996; Banco de México, 2007).

²⁵Si estuviéramos interesados en identificar los efectos dinámicos de otros choques estructurales, entonces el orden de las variables en los bloques que aparecen antes y después de la tasa de interés sería relevante.

²⁶Utilizamos las funciones de respuesta de la tasa de depreciación y del nivel de precios para calcular las respuestas implícitas del tipo de cambio y la tasa de inflación.

en la Figura 10 a), hay varias conclusiones que merecen atención. Como se esperaba, en el largo plazo el PIB de México está determinado fundamentalmente por los choques en los niveles del producto de Estados Unidos. Sin embargo, a corto plazo, el producto también responde de manera significativa a otros choques. En particular, el PIB parece responder negativamente a los choques del tipo de cambio, de los precios y de las tasas de interés. La respuesta a los choques del tipo de cambio es mayor en valor absoluto que la respuesta a los precios a corto plazo. Los resultados parecen sugerir que las devaluaciones reales pueden tener un impacto inicialmente negativo en la demanda doméstica que compensa su efecto positivo sobre las exportaciones, de modo que su efecto neto sobre el producto es negativo en el corto plazo.²⁷ Por otra parte, aunque la respuesta negativa en el corto plazo del producto a los choques de la tasa de interés podría, en principio, reflejar un mecanismo de transmisión monetaria, veremos en el ejercicio de identificación que sigue que esta aparente respuesta negativa parece ser mucho más retardada de lo que sugieren los resultados aquí descritos. Así, la aparente respuesta negativa de corto plazo del producto a los choques de tasa de interés que encontramos aquí, parece estar impulsada principalmente por algún otro choque no observable que conduce simultáneamente al aumento de las tasas de interés y a la disminución de los niveles del producto.

De acuerdo con el análisis de las GIRFs, la inflación aumenta temporalmente después de que se observa un choque del tipo de cambio (véase Figura 11 a)). Este es el mecanismo a través del cual el nivel de precios doméstico se ajusta para satisfacer la relación de paridad de poder de compra en el largo plazo (véase la Figura 10 b)). Por el contrario, como se esperaba, un choque de la demanda de dinero parece dar lugar a una reducción de las presiones inflacionarias. También como se esperaba, después de aproximadamente un año, las presiones de la demanda, medidas por los choques a los niveles del PIB de México o de Estados Unidos, parecen aumentar temporalmente la inflación.

Un resultado que puede parecer extraño, y que es similar a las conclusiones en Sims

²⁷ Este resultado puede estar vinculado a la literatura sobre los efectos contractivos de las devaluaciones. En particular, si bien una devaluación real puede estimular la producción al inducir un aumento de la producción y las exportaciones de bienes transables, este resultado podría verse contrarrestado por efectos en la hoja de balance, por una contracción de la oferta cuando se utilizan insumos y capital importados en la producción o por una redistribución de los recursos hacia grupos con mayor propensión al ahorro. En este contexto, el efecto neto sobre la producción de una devaluación real podría ser negativo (véase Díaz-Alejandro, 1963; Krugman y Taylor, 1978; Agénor, 1991; Gavin, 1992; Céspedes et al., 2004; Frankel, 2005). La evidencia empírica de los países en desarrollo tiende a sugerir que estos mecanismos pueden ser lo suficientemente fuertes como para inducir un efecto negativo de las devaluaciones sobre el producto (véase Edwards, 1989; Moreno, 1999). Para el caso particular de México, Kamin y Rogers (2000) encuentran evidencia de que las devaluaciones reales son contractivas. La respuesta negativa del producto a los choques del tipo de cambio real que descubrimos en nuestro análisis es consistente con sus conclusiones.

(1992), Racette y Raynald (1992) y Grilli y Roubini (1995), es el hecho de que un aumento de la tasa de interés doméstica parece conducir a un aumento temporal de la inflación y a una depreciación de la moneda, como se muestra en las Figuras 11 a) y b), respectivamente. Es decir, estas funciones de impulso-respuesta muestran tanto el enigma de los precios como el del tipo de cambio. Si consideramos un mecanismo de transmisión monetaria, dada la condición de UIP, esperaríamos una respuesta negativa de la inflación y una apreciación rápida de la moneda, seguida de una depreciación gradual, tras un choque de la tasa de interés (Dornbusch, 1976). Sin embargo, como se mencionó anteriormente, en este análisis de las GIRFs no pretendemos identificar la respuesta a los choques estructurales en general, ni a los choques de política monetaria en particular. De hecho, los resultados que encontramos aquí podrían verse afectados por una causalidad bidireccional entre la tasa de interés y el tipo de cambio. En particular, la autoridad monetaria podría estar reaccionando endógenamente a los choques del tipo de cambio elevando las tasas de interés para evitar sus consecuencias inflacionarias, de manera consistente con esta posibilidad, encontramos una fuerte respuesta positiva de la tasa de interés a los choques en el tipo de cambio (véase 12 a)). Esta respuesta dificultaría el descubrimiento de la relación causal que va desde la tasa de interés al tipo de cambio, a menos que utilicemos una estrategia de identificación específica para aislar los choques exógenos de la política monetaria. Esta es la idea principal de Cushman y Zha (1997) y Bjørnland (2009). Pretendemos esto en la siguiente subsección.

Observamos que los choques de la demanda de dinero tienden a conducir a una apreciación de la moneda, mientras que los choques de las tasas de interés de los Estados Unidos tienden a depreciarla, fenómenos que se muestran en la Figura 11 b). Estos resultados parecen estar determinados por los efectos de las decisiones de los inversionistas en el mercado cambiario. En particular, un aumento en la demanda por pesos tendería a reducir presiones de demanda en el mercado cambiario, mientras que un aumento en la tasa de interés externa conduciría a una depreciación del tipo de cambio.

Las respuestas de las tasas de interés domésticas se muestran en la Figura 12 a). Como se mencionó, éstas parecen mostrar una respuesta positiva especialmente fuerte en el corto plazo a los choques del tipo de cambio y de los precios. También observamos una respuesta positiva de las tasas de interés domésticas a los choques de las tasas de interés de Estados Unidos. Para una tasa de depreciación dada, esto parece estar asociado con la relación UIP identificada anteriormente. La respuesta estimada de las tasas de interés a los choques del producto doméstico y externo es positiva para horizontes más allá de cuatro trimestres. Esto podría sugerir que estamos identificando el efecto positivo sobre las tasas de interés de los choques de la demanda (es decir, desplazamientos de la curva IS) o una regla de política

monetaria que responda a los choques de demanda.

La demanda de dinero responde positivamente a los choques del producto en el corto plazo, pero, a diferencia de la relación en el largo plazo identificada anteriormente, la respuesta parece volverse negativa después de varios trimestres (véase la Figura 12 b)). Esto incluso cuando la demanda de dinero de largo plazo está satisfecha por las GIRFs que se ilustran aquí. La razón por la que puede estar apareciendo este resultado extraño es que, como ya se ha visto, un choque de producto también conduce a un aumento de las tasas de interés tras varios trimestres, lo que a su vez reduce la demanda de dinero, directa e indirectamente, a través de un eventual efecto negativo sobre el propio producto. Por último, un aumento de las tasas de interés, de los precios y del tipo de cambio parecen estar negativamente correlacionados con la demanda de dinero.

5.2. Respuestas a un Choque de Política Monetaria

Primero, discutimos las principales características de la regla de política monetaria implícita en la identificación recursiva dada por el orden de Cholesky en (5.1). La Figura 13 contiene los choques ortogonalizados. Para ilustrar la significancia estadística de las respuestas estimadas, aproximamos su distribución con un ejercicio de integración de Monte Carlo.²⁸ Siguiendo a Sims y Zha (1999), mostramos los cuantiles 16 % y 84 % de estas distribuciones como bandas de confianza. Estos cuantiles corresponderían aproximadamente a una desviación estándar si estuviéramos haciendo bandas de error simétricas basadas en estimaciones de la varianza. Como puede observarse, las respuestas estimadas de la tasa de interés a diversos choques en el corto plazo tienen sentido y son consistentes con una regla estándar de política monetaria.²⁹ En particular, la autoridad monetaria parece aumentar las tasas de interés tras choques de demanda o presiones inflacionarias percibidas. Esto es evidente al observar que las tasas de interés suben después de choques del producto tanto en México como en Estados Unidos, o después de un choque del tipo de cambio (lo que, como se señaló anteriormente, tiende a conducir a una mayor inflación). Esta respuesta de política, inducida por la tasa de interés, a los choques del tipo de cambio es precisamente el mecanismo que, a nuestro juicio, puede haber dificultado la identificación de una respuesta del tipo Dornbusch del tipo de cam-

²⁸El ejercicio se llevó a cabo utilizando el software RATS. El procedimiento calcula los primeros momentos y las varianzas de la distribución posterior de las respuestas de impulso ortogonalizadas, utilizando un ejercicio de integración de Monte Carlo basado en Zellner (1971). Realizamos 5.000 réplicas de las estimaciones para las funciones impulso respuesta. Para más detalles, véase el Ejemplo 13.3 en Doan (2004).

²⁹Restringimos la escala del eje vertical en todos los gráficos que aparecen en la Figura 13 para que sea la misma, dado que todos muestran el efecto sobre la tasa de interés.

bio en la sección anterior. Observamos que las tasas de interés también aumentan después de un choque en las tasas de interés de Estados Unidos. Esto puede reflejar el hecho de que, para evitar una depreciación no deseada de la moneda que podría dar lugar a una mayor inflación, la autoridad monetaria tendría que aumentar las tasas domésticas tras un aumento de las tasas de interés externas.

A continuación se ilustra la respuesta de la economía a un choque de política monetaria, identificada a través del orden recursivo en (5.1) descrito anteriormente. La Figura 14 resume los resultados. Las impulso-respuesta incluyen los cuantiles 16 % y 84 % de la distribución aproximada con el ejercicio de integración de Monte Carlo. En general, los resultados son consistentes con las expectativas a priori respecto a la respuesta que la economía debería mostrar ante una contracción monetaria. Un resultado importante, a diferencia de los de la sección anterior, es que nuestra estrategia de identificación conduce a respuestas que ya no muestran los enigmas de los precios y el tipo de cambio.

En particular, los resultados sugieren que el principal mecanismo a través del cual la política monetaria afecta a la inflación en México parece estar fundamentalmente ligado a sus efectos de corto plazo sobre el tipo de cambio, lo cual, a su vez, es un determinante significativo del nivel de precios. El mecanismo que conduce a estos resultados parece ser consistente con un modelo del tipo Dornbusch (1976): un choque de política monetaria restrictivo induce una fuerte apreciación inmediata del tipo de cambio, seguida de una depreciación gradual.³⁰ El momento y la dirección de la respuesta del tipo de cambio a un choque de política monetaria que descubrimos aquí son similares a los encontrados por Bjørnland (2009) para otras economías pequeñas y abiertas.³¹

Este resultado, a su vez, se refleja en la respuesta de los precios al choque de política monetaria. Determinada por el rápido efecto que el choque de política monetaria tiene sobre el tipo de cambio nominal, una contracción monetaria parece conducir a una reducción temporal de la inflación.³² En particular, un apretamiento de la política monetaria tiende a apreciar temporalmente la moneda y, a través de este canal, a reducir las presiones inflacionarias.

³⁰El apoyo que encontramos para el resultado de sobre-reacción de Dornbusch (1976) puede reflejar en parte el hecho de que impusimos UIP como una de las restricciones de largo plazo en nuestro modelo. Es importante recordar, sin embargo, que comprobamos la validez de esta restricción antes de imponerla y dentro de la estimación completa del sistema.

³¹Utilizando una estrategia de identificación que permite efectos contemporáneos, Bjørnland (2009) encuentra que el máximo impacto en el tipo de cambio ocurre dentro de 1-2 trimestres. La respuesta que encontramos es también muy acentuada, y más en línea con el efecto Dornbusch que con la sobre-reacción retardada.

³²La respuesta inicial de la inflación a un aumento de la tasa de interés puede racionalizarse como un aumento de una vez por todas.^{en} los costos de crédito para los productores. No obstante, observamos que dicha respuesta es particularmente pequeña.

Este mecanismo de transmisión parece ser bastante rápido, ya que el mayor impacto sobre la inflación se produce en el primer año después del choque. Además, tanto en el impacto como en el medio plazo, el choque de la política monetaria parece tener el efecto negativo esperado sobre el producto.

Nuestros resultados difieren significativamente de los intentos previos de identificar el mecanismo de transmisión monetaria del tipo de cambio en México en diferentes dimensiones. En primer lugar, los resultados presentados en la Figura 14 no muestran una respuesta retardada y en forma de joroba del tipo de cambio a los choques de política monetaria que viola una paridad de tasas de interés descubierta (véase Martínez et al., 2001; Gaytán y García-González, 2006). En segundo lugar, los estudios anteriores no han podido descubrir efectos significativamente grandes sobre el producto y los precios (por ejemplo, Del Negro y Obiols-Homs, 2001) o han encontrado respuestas positivas en general del producto a los choques de la política monetaria, que son difíciles de racionalizar teóricamente (por ejemplo, Gaytán y García-González, 2006). Al igual que en el caso de la identificación de un mecanismo de sobre-reacción del tipo de cambio, la razón por la que somos capaces de identificar respuestas más fuertes y teóricamente consistentes del producto y de los precios, a diferencia de la literatura anterior, puede estar relacionada con nuestra estrategia de identificación y con nuestro uso explícito de las condiciones de equilibrio de largo plazo en nuestro procedimiento de estimación. Observamos que nuestros resultados son muy similares a los encontrados por Carrillo y Elizondo (2015), pero utilizamos un modelo que considera explícitamente las relaciones y tendencias de largo plazo. Al mismo tiempo, utilizamos una muestra más amplia, lo que indica que los resultados son robustos en diferentes regímenes de tipos de cambio e inflación.³³

6. Consideraciones Finales

En este artículo encontramos que cuatro relaciones de largo plazo sugeridas por la teoría económica son satisfechas por los datos de nuestra muestra: una paridad de poder de compra, una paridad de tasas de interés descubierta, una demanda de dinero y una relación entre el producto real de México y el de Estados Unidos. Utilizamos estas relaciones como base de un modelo VAR estructural con cointegración para la economía mexicana. Este enfoque nos permite modelar directamente las tendencias en los datos, mientras que la dinámica de

³³En la Figura 15 incluimos las funciones impulso respuesta que resultan de la reestimación de la dinámica de corto plazo del VAR en el período 2001-2015. Los resultados son cualitativamente los mismos que los incluidos en la Figura 14.

corto plazo no tiene restricciones. El modelo refleja la condición de México de una economía pequeña y abierta, con vínculos reales y financieros con la economía de Estados Unidos. Además, el modelo incluye el dinero, una variable que ha faltado en algunos modelos utilizados recientemente en los bancos centrales, pero que desempeña un papel importante, como sugieren nuestros datos.

El modelo estimado puede ser utilizado para analizar la dinámica de la economía mexicana y para producir pronósticos. En este trabajo hemos avanzado en lo primero. En primer lugar, utilizamos el modelo para analizar la dinámica implícita (incondicional) de la economía a través de las Impulso Respuesta Generalizadas. Encontramos vínculos positivos entre la dinámica del tipo de cambio, los precios y las tasas de interés, así como correlaciones negativas de estas variables con el dinero y el producto. En segundo lugar, utilizamos el modelo para analizar el mecanismo de transmisión de la política monetaria, utilizando una estrategia recursiva de identificación. Encontramos que un choque restrictivo de política monetaria parece tener un efecto negativo temporal sobre el producto y los precios, y que induce una fuerte apreciación seguida de una depreciación gradual del tipo de cambio. El momento de los efectos apunta al canal del tipo de cambio como uno de los principales canales a través de los cuales la política monetaria podría estar afectando los precios en la economía mexicana.

Investigaciones futuras deben analizar la capacidad de pronóstico del modelo. Con este propósito, las restricciones de largo plazo pueden ayudar en términos de la disyuntiva típica entre sesgo y varianza, ya que pueden reducir la varianza de los errores de pronóstico al reducir la incertidumbre de los parámetros, sin un gran efecto sobre el sesgo. El modelo también puede ser utilizado como modelo central para ayudar a modelos específicos, satelitales, tal como proponen Garratt et al. (2006). Por ejemplo, un modelo sectorial para analizar la producción en diferentes sectores de la economía, o un modelo satélite para analizar diferentes componentes de la inflación, como la inflación de los bienes transables y no transables. Bajo este enfoque, una estructura recursiva de bloques podría permitir que las variables y los términos de corrección de errores en el modelo central influyan en la dinámica de los modelos satelitales, pero no viceversa.

Referencias

- ABADIR, K. M., K. HADRI, Y E. TZAVALIS (1999): “The Influence of VAR Dimensions on Estimator Biases,” *Econometrica*, 67, 163–181.
- AGÉNOR, P. R. (1991): “Output, Devaluation, and the Real Exchange Rate in Developing Countries,” *Review of World Economics*, 127, 18–41.
- ASSENMACHER-WESCHEA, K. Y M. H. PESARAN (2009): “A VECX* Model of the Swiss Economy,” *Swiss National Bank Economic Studies*.
- BANCO DE MÉXICO (1996): “Report on Monetary Policy,” September.
- (2007): “Quarterly Inflation Report,” Julio-Septiembre.
- BJØRNLAND, H. C. (2009): “Monetary Policy and Exchange Rate Overshooting: Dornbusch Was Right after All,” *Journal of International Economics*, 79, 64–77.
- CAPISTRÁN, C. Y M. RAMOS-FRANCIA (2009): “Inflation Dynamics in Latin America,” *Contemporary Economic Policy*, 27, 349–362.
- CARRILLO, J. A. Y R. ELIZONDO (2015): “How Robust Are SVARs at Measuring Monetary Policy in Small Open Economies?” *Banco de México Working Paper*, 1–53.
- CÉSPEDES, L. F., R. CHANG, Y A. VELASCO (2004): “Balance Sheets and Exchange Rate Policy,” *The American Economic Review*, 94, 1183–1193.
- CHIQUEAR, D., A. E. NORIEGA, Y M. RAMOS-FRANCIA (2010): “A Time-Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience,” *Applied Economics*, 42, 3067–3075.
- CHRISTIANO, L. J., M. EICHENBAUM, Y C. L. EVANS (1999): “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” in *Handbook of Macroeconomics*, ed. por J. B. Taylor and M. Woodford, Elsevier, vol. 1, 65 – 148.
- CLARIDA, R., J. GALI, Y M. GERTLER (2001): “Optimal Monetary Policy in Open Versus Closed Economies: An Integrated Approach,” *The American Economic Review*, 91, 248–252.
- CUSHMAN, D. O. Y T. ZHA (1997): “Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates,” *Journal of Monetary economics*, 39, 433–448.

- DAVIDSON, J. E., D. F. HENDRY, F. SRBA, Y S. YEO (1978): "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom," *The Economic Journal*, 88, 661–692.
- DEL NEGRO, M. Y F. OBIOLS-HOMS (2001): "Has Monetary Policy Been So Bad That It is Better to Get Rid of It? The Case of Mexico," *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, 404–433.
- DENNIS, J. G. (2006): *CATS in RATS Cointegration Analysis of Times Series. Version 2*, Evanston, Illinois, USA: Estima.
- DIAZ-ALEJANDRO, C. F. (1963): "A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effect," *Journal of Political Economy*, 71, 577–580.
- DICKEY, D. A. Y W. A. FULLER (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- DOAN, T. (2004): *Rats Manual, Version 6*, Evanston, Illinois, USA: Estima.
- DOORNIK, J. Y H. HANSEN (1994): "An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality," *Nuffield Economics Working Papers*.
- DORNBUSCH, R. (1976): "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 84, 1161–1176.
- EDWARDS, S. (1989): *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, MIT Press Cambridge.
- EICHENBAUM, M. Y C. L. EVANS (1995): "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates," *The Quarterly Journal of Economics*, 110, 975–1009.
- ELLIOTT, G., T. J. ROTHENBERG, Y J. H. STOCK (1996): "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64, pp. 813–836.
- FRANKEL, J. A. (2005): "Contractionary Currency Crashes in Developing Countries," *National Bureau of Economic Research Working Paper*.
- GARRATT, A., K. LEE, M. HASHEM PESARAN, Y Y. SHIN (2003): "A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK," *The Economic Journal*, 113, 412–455.

- GARRATT, A., K. LEE, M. H. PESARAN, Y Y. SHIN (2006): *Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-Run Structural Approach*, Oxford University Press.
- GAVIN, M. (1992): “Monetary Policy, Exchange Rates, and Investment in a Keynesian Economy,” *Journal of International Money and Finance*, 11, 145–161.
- GAYTÁN, A. Y J. R. GARCÍA-GONZÁLEZ (2006): “Structural Changes in the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Mexico: A Non-linear VAR Approach,” *Banco de México Working Paper*.
- GOMEZ, V. Y A. MARAVALL (1996): “Programs SEATS and TRAMO: Instructions for the User,” *Bank of Spain*.
- GRAHAM, E. M. Y E. WADA (2000): “Domestic Reform, Trade and Investment Liberalisation, Financial Crisis, and Foreign Direct Investment into Mexico,” *The World Economy*, 23, 777–797.
- GRILLI, V. Y N. ROUBINI (1995): “Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries,” *Working Papers New York University, Leonard N. Stern School of Business*.
- HANSEN, H. Y S. JOHANSEN (1999): “Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-Models,” *The Econometrics Journal*, 2, 306–333.
- HOROWITZ, J. L. (2001): “The Bootstrap,” in *Handbook of Econometrics*, ed. by J. J. Heckman and E. Leamer, Elsevier, vol. 5, chap. 52, 3159 – 3228.
- JOHANSEN, S. (1991): “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors In Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- KAMIN, S. B. Y J. H. ROGERS (2000): “Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: An Application to Mexico,” *Journal of Development Economics*, 61, 85–109.
- KIM, S. Y N. ROUBINI (2000): “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach,” *Journal of Monetary Economics*, 45, 561–586.
- KOOP, G., M. H. PESARAN, Y S. M. POTTER (1996): “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models,” *Journal of Econometrics*, 74, 119–147.

- KRUGMAN, P. Y L. TAYLOR (1978): “Contractionary Effects of Devaluation,” *Journal of International Economics*, 8, 445–456.
- LINDÉ, J. (2003): “Monetary policy shocks and business cycle fluctuations in a small open economy: Sweden 1986-2002,” *Sveriges Riksbank Working Paper Series*.
- MARTÍNEZ, L., O. SÁNCHEZ, Y A. WERNER (2001): “Consideraciones sobre la Conducción de la Política Monetaria y el Mecanismo de Transmisión en México,” *Banco de México. Documento de Investigación*.
- MOJON, B. Y G. PEERSMAN (2003): “A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in the Individual Countries of the Euro Area,” in *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, ed. por K. A. Angeloni, Ignazio y B. Mojon, Cambridge University Press, chap. 3, 56–74.
- MORENO, R. (1999): “Depreciations and Recessions,” *FRBSF Economic Letter*, 99, 1–3.
- NG, S. Y P. PERRON (2001): “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power,” *Econometrica*, 69, 1519–1554.
- PESARAN, H. H. Y Y. SHIN (1998): “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models,” *Economics Letters*, 58, 17–29.
- PESARAN, M. H. (1999): “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis,” in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, ed. por S. Strom, Cambridge University, chap. 11.
- PESARAN, M. H. Y Y. SHIN (2002): “Long-run Structural Modelling,” *Econometric reviews*, 21, 49–87.
- PESARAN, M. H., Y. SHIN, Y R. J. SMITH (2000): “Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables,” *Journal of Econometrics*, 97, 293–343.
- (2001): “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships,” *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.
- RACETTE, D. Y J. RAYNAULD (1992): “Canadian Monetary Policy: Will the Checklist Approach Ever Get Us to Price Stability?” *The Canadian Journal of Economics*, 25, 819–838.

- RUDEBUSCH, G. D. (1998): “Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?.” *International Economic Review*, 39, 907 – 931.
- SAID, S. E. Y D. A. DICKEY (1984): “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order,” *Biometrika*, 71, 599–607.
- SIMS, C. A. (1980): “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48, 1–48.
- (1992): “Interpreting The Macroeconomic Time Series Facts: The Effects Of Monetary Policy,” *European Economic Review*, 36, 975–1000.
- SIMS, C. A. Y T. ZHA (1999): “Error Bands for Impulse Responses,” *Econometrica*, 67, 1113–1155.
- ZELLNER, A. (1971): *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, Wiley.

Variable	Fuente
y_t := logaritmo natural del PIB real mexicano a.e. (2003=100)	INEGI
p_t := logaritmo natural del Índice Mexicano de Precios al Consumidor, a.e. (2002=100)	INEGI
r_t := $0.25 \ln(1 + R_t/100)$, R_t = tasa de interés anual de CETES a 91 días	Banco de México
m_t := logaritmo natural del agregado monetario M1 en términos reales a.e. ($M1/P$)	Banco de México
e_t := logaritmo natural del tipo de cambio efectivo nominal peso-dólar	Banco de México
y_t^* := logaritmo natural del PIB real de EE.UU. a.e. (2009=100)	BEA
p_t^* := logaritmo natural del Índice de Precios al Consumidor de EE.UU. a.e. (1982-1984=100)	BLS
r_t^* := $0.25 \ln(1 + R_t^*/100)$, R_t^* = tasa de interés anual de los bonos del Tesoro a 3 meses	Reserva Federal
p_t^o := logaritmo natural del precio del petróleo del West Texas Intermediate	FMI
ppi_t^* := logaritmo natural del Índice de Precios al Productor para todos los Commodities, Índice (1982=100)	Reserva Federal
$\hat{r}_t^*$:= Diferencial TED es el diferencial entre el LIBOR a 3 meses basado en dólares estadounidenses y el bono del Tesoro a 3 meses	Reserva Federal

Nota: a.e. significa que las variables se ajustan estacionalmente utilizando la metodología TRAMO-SEATS, Gomez y Maravall (1996).

Tabla 1: Lista de Variables en el Modelo.

	EC	<i>t-estad</i>	VC Límites		<i>F-estad</i>	VC Límites		$\bar{R}^2$	$ARDL(p, m_1, \dots, m_k)$	
PPP	-0.07	-6.38	-3.21	-2.57	9.87	2.63	3.35	0.89	(2,2,2)	
UIP	-1.10	-14.95	-3.21	-2.57	53.26	2.63	3.35	0.75	(1,1,0)	
MD	-0.10	-8.10	-3.46	-2.57	6.43	2.63	3.35	0.78	(1,1,0)	<i>D914</i>
OUT	-0.19	-3.61	-3.66	-2.57	3.70	3.02	3.51	0.28	(1,2)	<i>D091, D121, D151</i>

Nota: PPP denota paridad de poder de compra (p, p^*, e) , UIP la paridad de tasas de interés $(\Delta e, r, r^*)$, y MD la demanda de dinero (m, y, r) . Las estimaciones de los coeficientes de largo plazo se muestran en el texto. Las columnas 2 a la 5 muestran el término de corrección de errores (EC), su *cociente-t* y el límite inferior y superior de los valores críticos asociados al 5 %. Las dos columnas siguientes muestran el *estadístico-F* para la exclusión de las variables de niveles y los respectivos límites inferior y superior de los valores críticos al 10 %. La $\bar{R}^2$ ajustada se refiere a la regresión en primeras diferencias. El período de la muestra es de 1990T1 a 2015T4. La especificación muestra el número de rezagos: p corresponde al número de rezagos de la variable dependiente, m_k es el número de rezagos para el k -ésimo regresor (por ejemplo, para PPP la variable dependiente es p , el primer regresor es p^* y el segundo regresor es e), en cada caso se incluyó una constante (restringida). *D914*, *D091*, *D121* y *D151* son variables *dicotómicas* definidas en el texto. La longitud de los rezagos se eligió según el criterio BIC con una longitud máxima de 8.

Tabla 2: Modelos de Rezago Distribuido Autorregresivo. Fuente: Cálculos propios.

Variable	ADF	Estructura de los rezagos	DF-GLS	Estructura de los rezagos
Pruebas con una constante y una tendencia				
y_t	-2.81	0	-2.28	0
p_t	-1.55	5	-0.91	3
m_t^d	-3.24	1	-1.78	1
e_t	-1.63	0	-1.52	3
y_t^*	-1.08	2	-1.14	2
p_t^*	-1.95	2	-0.70	1
p_t^o	-1.81	2	-1.76	5
pp_t^*	-1.69	2	-1.64	2
Pruebas con una constante				
r_t	-2.48	4	-0.63	4
r_t^*	-2.07	4	-0.69	4
$\tilde{r}_t^*$	-2.72	3	-0.99	3
Δy_t	-8.91	0	-2.24	6
Δp_t	-2.34	2	-2.03	2
Δr_t	-4.72	2	-2.96	10
Δm_t^d	-3.56	3	-2.36	5
Δe_t	-4.50	2	-0.66	6
Δy_t^*	-2.35	8	-2.00	8
Δp_t^*	-1.88	11	-1.89*	11
Δr_t^*	-3.24	2	-1.73*	2
Δp_t^o	-8.47	0	-7.84	0
$\Delta \tilde{r}_t^*$	-11.86	0	-2.01	12
Δpp_t^*	-6.82	0	-1.52	12

Nota: Los 5 % VC para las pruebas Dickey Fuller Aumentada (ADF) son -3.45 (constante y una tendencia) y -2.88 (constante), Dickey y Fuller (1979) y Said y Dickey (1984). Los 5 % VC para las pruebas Elliott et al. (1996) son -3.02 (constante y una tendencia) y -1.94 (constante). La estructura de rezagos se selecciona usando el Criterio Modificado Akaike de Ng y Perron (2001). *valor $-p \leq 10\%$. El período de muestreo va desde 1990T1 a 2015T4.

Tabla 3: Pruebas de Raíz Unitaria. Fuente: Cálculos propios.

Rezagos	AIC	BIC	HQ	FPE $\times 10^{-35}$
1	-79.00	-75.34*	-77.51	5.93
2	-79.76	-74.47	-77.61*	2.96*
3	-79.88	-72.96	-77.07	2.97
4	-80.05*	-71.51	-76.59	3.04

Nota: AIC es el criterio de información de Akaike, BIC el criterio de información de Schwartz, HQ es el criterio de Hannan-Quinn y FPE es el error de predicción final. *Indica el orden de rezagos sugerido para el VAR estimado entre 1990T1 y 2015T4.

Tabla 4: Criterios de Selección de la Longitud de los Rezagos. Fuente: Cálculos propios.

Rango	Autovalor	Traza	95 % crit.	Valor-p
0	0.83	393.35	170.23	0.00
1	0.54	213.67	134.28	0.00
2	0.43	134.28	101.28	0.00
3	0.37	77.55	72.46	0.02
4	0.21	29.95	46.75	0.56
5	0.06	6.41	24.34	0.93

Nota: El período de muestreo es de 1990T1 a 2015T4.

Los valores críticos se simulan con 5.000 repeticiones.

Tabla 5: Prueba de Rango y Valores Críticos Simulados. Fuente: Cálculos propios.

	Δp_t	$\Delta(p_t^* + e_t)$	Δm_t^d	Δy_t	Δr_t	$\Delta \Delta e_t$	Δy_t^*	Δr_t^*
$\xi_{1,t-1}$	-0.078*** (0.02)	0.059 (0.144)	0.055 (0.066)	0.004 (0.023)	-0.043*** (0.02)	0.051 (0.145)	- -	- -
$\xi_{2,t-1}$	0.044 (0.216)	0.563 (1.599)	-2.504*** (0.737)	-0.134 (0.25)	0.338 (0.217)	0.165 (1.603)	- -	- -
$\xi_{3,t-1}$	0.005 (0.004)	0.007 (0.032)	-0.049*** (0.015)	-0.003 (0.005)	0.002 (0.004)	0.000 (0.032)	- -	- -
$\xi_{4,t-1}$	0.148*** (0.031)	0.255 (0.232)	-0.303*** (0.107)	-0.092** (0.036)	0.116*** (0.031)	0.267 (0.233)	- -	- -
Δp_{t-1}	0.238** (0.104)	-0.132 (0.768)	0.536 (0.354)	0.217* (0.120)	-0.154 (0.104)	-0.211 (0.770)	0.041 (0.071)	-0.007 (0.008)
$\Delta(p_{t-1}^* + e_{t-1})$	0.078 (0.214)	0.086 (1.582)	2.170*** (0.729)	0.024 (0.247)	-0.294 (0.214)	-0.502 (1.586)	0.003 (0.146)	0.003 (0.017)
Δm_{t-1}^d	-0.012 (0.016)	-0.172 (0.119)	0.074 (0.055)	0.022 (0.019)	-0.031* (0.016)	-0.178 (0.120)	0.014 (0.011)	0.000 (0.001)
Δy_{t-1}	-0.129 (0.097)	0.577 (0.716)	0.522 (0.330)	0.237** (0.112)	-0.106 (0.097)	0.580 (0.718)	0.158** (0.066)	0.013 (0.008)
Δr_{t-1}	-0.241 (0.146)	-2.812** (1.080)	-0.125 (0.497)	0.170 (0.168)	-0.440*** (0.146)	-2.849** (1.082)	0.153 (0.099)	-0.003 (0.012)
$\Delta \Delta e_{t-1}$	0.031 (0.020)	-0.145 (0.147)	0.074 (0.068)	0.024 (0.023)	0.018 (0.020)	-0.159 (0.148)	-0.011 (0.014)	-0.003** (0.002)
Δy_{t-1}^*	0.034 (0.171)	-0.429 (1.263)	-0.431 (0.582)	0.185 (0.197)	0.110 (0.171)	-0.458 (1.266)	0.383*** (0.116)	0.056*** (0.014)
Δr_{t-1}^*	0.506 (0.944)	15.311** (6.975)	-5.820* (3.213)	0.162 (1.089)	2.031** (0.944)	15.501** (6.991)	0.257 (0.643)	0.578*** (0.075)
R^2	0.909	0.303	0.821	0.630	0.411	0.612	0.398	0.662
Prueba. Corr. Ser. valor-p	1.287 0.257	0.055 0.815	1.87 0.171	1.582 0.209	1.511 0.219	0.039 0.843	4.23** 0.040	1.475 0.225
Prueba de Normalidad valor-p	36.246*** 0.000	248.134*** 0.000	61.739*** 0.000	63.94*** 0.000	132.254*** 0.000	255.467*** 0.000	7.339** 0.025	24.287*** 0.000
Prueba ARCH(2) valor-p	1.493 0.474	0.049 0.976	0.168 0.919	0.132 0.936	0.009 0.995	0.047 0.977	5.253* 0.072	1.578 0.454
Prueba RESET valor-p	86.415*** 0.000	8.956*** 0.004	5.142** 0.026	11.963*** 0.001	49.262*** 0.000	6.948*** 0.010	0.235 0.629	0.238 0.627

Nota: Los errores estándar se incluyen entre paréntesis. Los términos de corrección de errores $\xi_{i,t-1}$ están definidos en el texto principal. Las estimaciones relacionadas con las variables dicotómicas son: $\beta_{D914} = 0.015(0.136)$, $\beta_{D091} = -0.065(0.011)$, $\beta_{D121} = -0.028(0.014)$ y $\beta_{D151} = -0.120(0.023)$. No se muestran las constantes. Los asteriscos indican: *significancia al nivel del 10 por ciento; **significancia al nivel del 5 por ciento; ***significancia al nivel del 1 por ciento. La Prueba de Correlación Serial se refiere a una prueba de correlación serial LM Breusch-Godfrey, la Prueba de Normalidad se refiere a una prueba Doornik-Hansen para normalidad.

Tabla 6: Ecuaciones de Corrección de Error de Forma Reducida. Fuente: Cálculos propios.

Figura 1: Tipo de Cambio y el Cociente entre Precios Domésticos y Precios Externos. Fuente: Banco de México, INEGI y BLS.

Panel a) Tasas de interés domésticas y externas

Panel b) Tasa de depreciación

Panel c)

Figura 2: Tasas de Interés y Tasa de Depreciación Doméstica y Externa. Fuente: Banco de México y la Reserva Federal.

Panel a) M1 Real y PIB Real

Panel b)

Figura 3: M1 Real, PIB Real y Tasa de Interés. Fuente: Banco de México y INEGI.

Figura 4: PIB Real Doméstico y Externo. Fuente: INEGI y BEA.

Panel a) Precio del Petróleo

Panel b) Precio del Petróleo, primera diferencia

Figura 5: Precio del Petróleo. Fuente: FMI.

Panel a) Índice de Precios al Productor de EE.UU.

Panel b) Índice de Precios al Productor de EE.UU., primera diferencia

Figura 6: Índice de Precios al Productor de EE.UU. Fuente: Reserva Federal.

Panel a) Diferencial TED

Panel b) Diferencial TED, primera diferencia

Figura 7: Diferencial TED. Fuente: Reserva Federal.

Figura 8: Relaciones de Cointegración. Fuente: Cálculos propios.

Panel a) Prueba Max de la constancia de la beta

Panel b) Prueba de la beta = "Beta conocida"

Figura 9: Prueba de la Beta. Fuente: Cálculos propios.

Panel a)

Panel b)

Figura 10: Funciones Impulso Respuesta Generalizadas del PIB y el nivel de precios domésticos. Fuente: Cálculos propios.

Panel a)

Panel b)

Figura 11: Funciones Impulso Respuesta Generalizadas de la inflación y el tipo de cambio.
Fuente: Cálculos propios.

Panel a)

Panel b)

Figura 12: Funciones Impulso Respuesta Generalizadas de la tasa de interés y la demanda de dinero. Fuente: Cálculos propios.

Respuesta de la tasa de interés doméstica a:

Figura 13: Funciones de Impulso Respuesta de una Regla de Política Monetaria. Fuente: Cálculos propios.

Figura 14: Funciones de Impulso Respuesta a un Choque de Política Monetaria. Fuente: Cálculos propios.

Figura 15: Funciones de Impulso Respuesta a un Choque de Política Monetaria. Muestra 2001-2015. Fuente: Cálculos propios.