

# Determinación del tipo de cambio real de equilibrio para el caso de México: un enfoque de cointegración

ADRIÁN JIMÉNEZ GÓMEZ\*

## RESUMEN

El objetivo de este artículo es estimar un tipo de cambio real de equilibrio en función del PIB y de la suma de los consumos privado y de gobierno, y de las exportaciones de México, del índice de producción industrial y de la inversión privada fija de EE.UU. Esta estimación se basa en el enfoque teórico de la oferta y demanda relativas; las cuales funcionan como determinantes del tipo de cambio real de equilibrio. Se obtienen un vector de cointegración y un modelo de corrección del error con datos trimestrales para el periodo 1995-2021, donde los signos de los coeficientes estimados en el espacio de cointegración corresponden al enfoque teórico. La comparación entre los tipos de cambio real observado y de equilibrio permite estimar un desalineamiento del peso mexicano, aún en un régimen de tipo de cambio flexible.

**Palabras clave:** tipo de cambio real, cointegración, sobrevaluación cambiaria.

**Clasificación JEL:** F30, F41, C32.

---

\* Profesor-Investigador de la Facultad de Economía de la Benemérita Universidad Autónoma de Puebla, México. Correo-e: [adrian.jimenez@correo.buap.mx](mailto:adrian.jimenez@correo.buap.mx).  
Agradezco a los dos árbitros anónimos, cuyos comentarios me ayudaron a mejorar sustancialmente este documento.

## ABSTRACT

### **Determination of the real exchange rate of equilibrium for the case of Mexico: a cointegration approach**

The aim of this paper is to estimate an equilibrium real exchange rate based on GDP, private and government consumption, and exports of Mexico, and the industrial production index and fixed private investment in the United States. This estimate is based on the theoretical approach of relative supply and demand as determinants of the equilibrium real exchange rate. A cointegration vector and an error correction model are obtained with quarterly data for the period 1995-2021, where the signs of the estimated coefficients in the cointegration space correspond to the theoretical approach. The comparison between the observed and equilibrium real exchange rates allows us to estimate a misalignment of the Mexican peso, even in a flexible exchange rate regime.

**Keywords:** real exchange rate, cointegration, currency overvaluation.

**JEL Classification:** F30, F41, C32.

## INTRODUCCIÓN

México abandonó la banda para el tipo de cambio nominal en diciembre de 1994, como consecuencia del desequilibrio en la cuenta corriente y de las salidas de capital a lo largo de ese mismo año<sup>1</sup>. En 1995, la economía mexicana tuvo un peso subvaluado y contrajo la absorción interna para poder generar divisas y de esta manera pagar los préstamos hechos por el Tesoro de EE. UU. y el Fondo Monetario Internacional para cubrir los célebres Tesobonos y así disponer de los dólares necesarios para el funcionamiento de la economía. El Tratado de Libre Comercio de América del Norte, en combinación con el acelerado crecimiento de la economía de EE. UU. y un tipo de cambio subvaluado facilitó el que la economía mexicana reanudara rápidamente su crecimiento. Esta fue la primera crisis en un mundo financiero globalizado, por lo que afectó a variables financieras de muchos países, el conjunto de estas repercusiones es denominado como el “efecto tequila”.

<sup>1</sup> El déficit en cuenta corriente fue 29,662 millones de dólares en 1994, mientras que el déficit en la cuenta financiera por 3,457.7 millones de dólares en el cuarto trimestre de ese año.

Del año 2000 al 2007, la economía mexicana no fue afectada seriamente por choques internos ni externos, salvo la contracción de la economía del año 2001, originada por la recesión de EE. UU. Sin embargo, con el anuncio de la quiebra de Lehmann Brothers, el 15 de septiembre de 2008, se detonó una crisis en los mercados financieros internacionales que afectó seriamente a la economía mundial, al grado de conocerse este periodo como el de la Gran Recesión. Con el propósito de no correr el riesgo de que la recesión se convirtiera en una depresión económica seria, como la iniciada en 1929, el Banco de la Reserva Federal inició una política de relajamiento monetario en los últimos meses de ese año.

Esta política consistió en que dicho banco central comprara activos financieros, que se pagarían con aumentos en la base monetaria: los activos en poder del Banco de la Reserva Federal pasaron de 925,725 MDD el 10 de septiembre a 2,239,457 MDD el 31 de diciembre de 2008, lo que representó un incremento de 142% en menos de 4 meses. El relajamiento monetario implicó una “abundancia de dólares”, lo que se tradujo en una apreciación del peso mexicano respecto al dólar a partir de 2009. Esta apreciación del tipo de cambio real (TCR) observado por causas externas no implicó necesariamente una nueva sobrevaluación de la moneda como se discute posteriormente, así como la depreciación de dicha variable tampoco implicó una subvaluación a partir de 2013, año en el que el Banco de la Reserva Federal empezó a revertir el relajamiento monetario.

El impacto de la pandemia SARS-COV-2 afectó seriamente variables reales de la economía mexicana como la producción (-8.2%), la inversión (-19.4%), el consumo (-10.5) y el empleo<sup>2</sup>, lo que provocó mayor volatilidad cambiaria en 2020. De igual manera la economía de EE. UU. se vio seriamente afectada, por lo que la nueva versión del relajamiento monetario del Banco de la Reserva Federal ha contribuido a que EE. UU. reanude su crecimiento económico en 2021, lo cual ha apoyado también el crecimiento económico de México. La reactivación de la demanda en dichos países aunado a la escasez de algunos insumos que afectan a la oferta ha provocado inflación: 7.4% para México y 7.0% para EE. UU. en 2021 (Dic./Dic.). La invasión de Rusia

<sup>2</sup> El nivel promedio de empleo medido por el número de trabajadores asegurados en el IMSS disminuyó en 514,012 entre 2019 y 2020.

a Ucrania iniciada en febrero de 2022 ha provocado incrementos en los precios internacionales de los energéticos y de algunos alimentos, lo cual aceleró dichas tasas de inflación a julio de 2022 (8.2 y 8.5%), respectivamente.

El Banco de la Reserva Federal ha instrumentado incrementos en su tasa de interés en 50, 75 y 75 puntos base en los meses de mayo, junio y julio de 2022, respectivamente, para ubicarla en un rango de 2.25 a 2.50%. Por su parte el Banco de México incrementó su tasa de interés en otros 75 puntos base en agosto de 2022, ubicándola en un nivel de 8.50%. Ante este panorama, se esperan variaciones en el TCR observado, pero se requiere de una estimación del TCR de equilibrio para poder detectar posibles desalineamientos cambiarios. Este trabajo proporciona una estimación del TCR de equilibrio que sirva como punto de comparación para identificar una subvaluación o sobrevaluación de la moneda, y se basa en un enfoque teórico que da importancia a los ajustes de precios como determinantes del TCR de equilibrio.

En la sección 1 se hace una revisión selectiva de la literatura relacionada con la determinación del TCR de equilibrio y las causas de los posibles desalineamientos. En la sección 2 se presenta el ejercicio econométrico: se presentan las estimaciones del modelo de vectores autorregresivos (VAR), la prueba de cointegración, el modelo de corrección de los errores (MCE) así como las pruebas estadísticas de diagnóstico. En la sección 3, se contrasta el TCR observado con el TCR de equilibrio, el cual se obtiene a partir del vector de cointegración. En la última sección se presentan las consideraciones finales.

## **1. REVISIÓN SELECTIVA DE LA LITERATURA**

Dentro de la literatura económica, el TCR se define principalmente de dos formas: i) en términos externos y ii) en términos internos. En el primer caso, el tipo de cambio nominal se ajusta por la diferencia en los niveles de precios entre países. En el segundo caso, el TCR se considera que es el precio doméstico de los bienes comerciables, relativo al de los bienes no comerciables dentro de un mismo país. De la diferencia estimada entre los TCR observado y de equilibrio, se puede obtener un posible desalineamiento que refleja una sub o sobrevaluación de la moneda en cuestión. Hay formas alternativas de clasificar las contribuciones teóricas y empíricas sobre la determinación de los tipos de cambio real, tanto el

observado como el de equilibrio. MacDonald (1995), Rogoff (1996), Hinkle y Montiel (1999), quienes han revisado una gran parte de la literatura relacionada con la estimación del TCR de equilibrio, han aportado análisis teóricos o estudios empíricos sobre los tipos de cambio nominal y real, logran enfatizar las relaciones de largo plazo y/o la dinámica de corto plazo. De acuerdo con Montiel y Hinkle (1999: 4)<sup>3</sup>, hay 4 metodologías principales para la estimación empírica del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo: el primero resulta del enfoque del Poder de la Paridad de Compra (PPC), el segundo se basa en modelos de comercio, el tercero se sustenta en modelos computables de equilibrio general y el cuarto enfoque consiste en estimaciones econométricas, las cuales utilizan series de tiempo con raíces unitarias.

El tipo de cambio externo se deriva originalmente de la teoría del PPC, la cual compara el valor relativo de las monedas, y mide los precios relativos de las canastas de consumo o de la producción doméstica y extranjera. Esta teoría surge a partir de la ley de un solo precio, que establece que bienes idénticos deben tener el mismo precio cuando se expresa en una moneda común, cuando los mercados son competitivos, los costos de transporte y barreras al comercio internacional no existen. El enfoque del PPC se considera como una hipótesis de largo plazo, en la cual el tipo de cambio real debiera mantenerse estable, en virtud de que el tipo de cambio nominal se ajusta en función del nivel de precios domésticos relativo al nivel de precios externos.

$$E = \frac{P}{P^*} \quad (1)$$

Donde

E = es el tipo de cambio nominal (unidades de moneda doméstica que se entregan a cambio de una unidad de moneda extranjera);

P = es el nivel de precios doméstico

P\* = es el nivel de precios externo.

<sup>3</sup> Una clasificación alternativa es descrita por Lee *et al.* (2008). En ella se considera: i) el enfoque del balance macroeconómico, donde el tipo de cambio eliminará la diferencia entre el saldo de la cuenta corriente observado y el saldo considerado sostenible; ii) el enfoque del TCR de forma reducida que básicamente es equivalente al cuarto enfoque metodológico de Hinkle y Montiel (1999), y iii) el enfoque de sostenibilidad externa que calcula la diferencia entre el saldo de la cuenta corriente y el saldo de dicha cuenta que estabilizaría la posición neta de activos externos del país respecto a un nivel de referencia.

Se usan las mismas letras en minúsculas para representar los logaritmos naturales de dichas variables en la ecuación (2).

En este caso, los niveles de precios incluyen los relacionados a los bienes comerciables y los no comerciables internacionalmente. Dornbusch (1985) distingue entre el PPC absoluto (ecuación 1) y relativo (tasa de depreciación del tipo de cambio nominal igual al diferencial de tasas de inflación interna y externa), de igual manera hace un breve recuento a la historia del pensamiento económico con énfasis en el enfoque monetario. En el apartado teórico, este autor diferencia entre las desviaciones estructurales y transitorias respecto al PPC.

Una implicación del PPC es que el TCR tendería a ser constante y solamente registraría variaciones transitorias. Para intentar probar el PPC se ha estimado la siguiente ecuación, principalmente con series estadísticas de países industrializados:

$$e = \alpha_0 + \alpha_1(p - p^*) + \varepsilon \quad (2)$$

Donde  $\alpha_0$  es una constante,  $\alpha_1$  es un coeficiente de pendiente y  $\varepsilon$  es una variable aleatoria estacionaria. De la ecuación anterior se puede probar la restricción de que  $\alpha_1=1$ . Si también se quiere probar la versión fuerte del PPC absoluto, se evalúa la restricción  $\alpha_0=0$ . Montiel (1999: 235) a partir de la revisión de las contribuciones de diferentes autores, concluye que la hipótesis puede cumplirse para periodos de alta inflación, pero que tiende a ser rechazada en periodos de “inflación normal”; especialmente para países industrializados en periodos posteriores a Bretton Woods. Por su parte, Macdonal (1995) hace una revisión amplia de la literatura sobre la utilización del enfoque de cointegración, para probar la hipótesis del PPC. A partir de una observación en los resultados de otros autores, y de sus estimaciones propias, el autor concluye que existe una fuerte evidencia de la relación de largo plazo entre el tipo de cambio y los precios relativos, en el sentido de que estas variables están cointegradas bajo regímenes en un tipo de cambio flexible. El autor también señala posibles explicaciones del porqué el PPC puede no ser apoyado por algunas estimaciones econométricas.

El modelo del sobreajuste de Dornbusch (1976) puede ser considerado como uno de desequilibrio, ya que explica variaciones transitorias del TCR respecto al nivel consistente con el PPC. En dicho artículo, Dornbusch representa una variación en la cantidad de dinero que ocasiona

un sobreajuste en los tipos de cambio nominal y real. El sobreajuste en el tipo de cambio nominal se explica en términos de poder generar las expectativas de apreciación consistentes con el diferencial de tasas de interés, doméstica bis a bis externa<sup>4</sup>. El sobreajuste en el tipo de cambio real se explica como una consecuencia de la lentitud relativa con la que se ajusta el mercado de bienes en comparación a la velocidad de ajuste del mercado de activos financieros. El ajuste en el mercado de bienes se traduce en un aumento en el nivel de precios domésticos y deshace dicho sobreajuste después de un cierto lapso<sup>5</sup>. El PPC se volverá a abordar al explicar los antecedentes del cuarto enfoque metodológico para la estimación empírica del TCR.

En el segundo enfoque se construyen modelos de bienes comerciables y no comerciables internacionalmente, o modelos que incluyen bienes no comerciables, exportables e importables. En el primero de estos casos el TCR refleja el precio de los bienes comerciables, relativo al de los bienes no comerciables. Cuando se incluyen los tres tipos de bienes se tiene la ventaja de poder identificar los términos de intercambio y facilita el análisis de la política comercial. El nivel de este TCR interno incentiva o desalienta la producción o consumo de bienes comerciables como alternativa a los bienes no comerciables internacionalmente y envía una clara señal para la asignación de factores en la economía doméstica. El modelo Balassa-Samuelson destaca dentro de este tipo de modelos al explicar cambios en el TCR con base en diferentes tasas de crecimiento de la productividad factorial en los sectores productores de bienes comerciables y no comerciables<sup>6</sup>.

En el tercer enfoque se utilizan modelos computables de equilibrio general de comercio internacional, donde el TCR observado se aproxima por la solución inicial del modelo y se puede calcular un posible desalineamiento con respecto al TCR de equilibrio cuando este se determina en función de objetivos de equilibrio interno y/o externo. Por ejemplo, Devarajan (1999) construye un modelo computable de equilibrio general en el que incorpora bienes no comerciables, exportables e importables, lo que le permite identificar el impacto de cambios en

<sup>4</sup> Se requiere del supuesto de que el nivel de producción se mantiene constante para asegurar la existencia del sobreajuste.

<sup>5</sup> Al lector interesado en el enfoque del PPC se le sugiere Hinkle y Nsengiyumva (1999a).

<sup>6</sup> Al lector interesado en los modelos de bienes comerciables y no comerciables se le sugiere Hinkle y Nsengiyumva (1999 b y c).

los términos de intercambio y en la política comercial sobre el TCR de equilibrio. Una de las ventajas de este enfoque metodológico es que requiere pocos datos, en comparación con los modelos de series de tiempo, y es relativamente fácil de estimar.

Para abordar el cuarto enfoque metodológico, en el que se hace referencia a la estimación econométrica, la cual hace uso de series de tiempo con raíces unitarias, se debe regresar a la ecuación (2). Como  $e$ ,  $p$  y  $p^*$  son no estacionarias, una combinación de ellas solo puede ser estacionaria si dichas variables están cointegradas, de lo contrario la ecuación (2) representaría una regresión espuria. El enfoque de cointegración que se extendió a partir de Engle and Granger (1987) y de Johansen (1991) permitió a los investigadores estimar e identificar con una técnica estadística diferente la relación entre los tipos de cambio nominal y real, así como con sus variables explicativas. Estas últimas dependen de las condiciones particulares dentro de cada país o grupos de países como objeto de estudio. De esta forma, el probar la teoría del PPC se convierte en un antecedente de los modelos econométricos con raíces unitarias. En este escenario, la ecuación (2) se puede reescribir como:

$$e = \alpha_0 + \alpha_1 p + \alpha_2 p^* + \varepsilon \quad (3)$$

De la misma manera, Montiel señala: “La hipótesis nula de no cointegración puede ser rechazada frecuentemente cuando son usadas muestras muy grandes, pero aún en tales casos los valores estimados de  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  están lejos de los valores requeridos de 1 y -1” (1999: 236).

Las desviaciones del TCR de equilibrio respecto del nivel que correspondería al PPC pueden ser explicadas por la no inclusión de variables fundamentales para la determinación del TCR, provenientes de la demanda y oferta agregadas, que frecuentemente son no estacionarias. Devereux (1997: 805) resalta que el TCR puede ser más volátil, en comparación a las variables que los determinan. Para el caso de las economías emergentes, principalmente se pueden incluir variables como los términos de intercambio, el gasto de gobierno como porcentaje del PIB, el grado de apertura comercial, flujos de capital como porcentaje del PIB, la productividad de los factores, así como la demanda y la oferta del país doméstico relativas a la demanda y a la oferta del país extranjero, respectivamente.

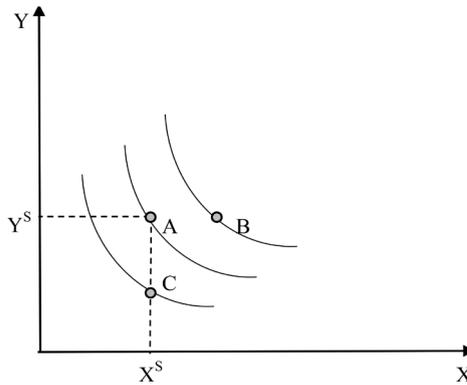
La inclusión de este tipo de variables también puede contribuir a explicar la diferencia entre el TCR observado y el TCR de equilibrio, dado que el primero puede ser influenciado por factores de naturaleza transitoria, por ejemplo “burbujas” en el mercado cambiario, variables predeterminadas que no han alcanzado sus valores de estado estacionario y cambios transitorios en variables exógenas y en la política económica. Por su parte, el TCR de equilibrio es una función de las variables predeterminadas cuando éstas se ubican en sus valores de estado estacionario, de las variables exógenas y de políticas económicas sostenibles<sup>7</sup>. Dado que las variables que lo definen se mueven en el tiempo, se puede notar que el TCR de equilibrio no es estático, y que cambia a lo largo del tiempo. Montiel (2002) señala que el TCR de equilibrio se refiere al valor al cual tendería dicha variable en ausencia de nuevos choques que afectan las variables que lo definen.

En el caso de la determinación del TCR de equilibrio, se encuentra la contribución de Stockman (1987), quien enfatiza la diferencia entre los enfoques de equilibrio y de desequilibrio para el tipo de cambio. Este autor enfatiza que, en el enfoque de equilibrio del TCR, los choques reales afectan tanto a la oferta como a la demanda de bienes, lo que a su vez modifica los precios relativos, incluyendo al tipo de cambio real. En muchos de los casos, la modificación requerida en el TCR se alcanza a través de un ajuste en el tipo de cambio nominal. De acuerdo con este autor, el enfoque de equilibrio del TCR tiene diversas implicaciones, entre las que destacan: i) variaciones en el tipo de cambio, las cuales no son las causas de cambios en los precios relativos, sino que forman parte del proceso a través del cual ocurren cambios en el equilibrio, y ii) el tipo de cambio es endógeno, por lo que su volatilidad no debiera ser calificada como “buena” o “mala”, sino que los choques que afectan a la economía son los que pueden ser buenos o malos, dependiendo de su naturaleza. Bajo el enfoque de desequilibrio, se discute la subvaluación o sobrevaluación del tipo de cambio y cómo ésta afecta a la competitividad internacional y al empleo en una economía. De igual manera este autor discute la posible relación entre los tipos de cambio, el saldo de la cuenta corriente y el déficit fiscal.

---

<sup>7</sup> Desde la perspectiva de corto y largo plazo, lo que en este artículo se identifica como TCR observado puede ser equivalente al TCR de equilibrio de corto plazo, y lo que aquí se identifica como TCR de equilibrio puede ser equivalente al TCR de equilibrio de largo plazo, como otros autores lo llaman (ver Montiel y Hinkle, 1999).

GRÁFICA 1  
ENFOQUE DE EQUILIBRIO DEL TIPO DE CAMBIO REAL



Fuente: Stockman (1987: 15).

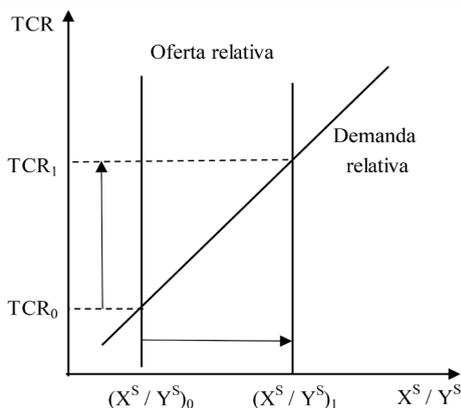
Con base en los supuestos hechos por Stockman (1987: 15), el TCR se puede definir como el precio relativo del bien externo  $Y$  en términos del bien doméstico  $X$ . La producción de cada país se supone perfectamente inelástica debido a cantidades fijas de los insumos disponibles y de una tecnología dada. Los países, domésticos y externos, comercian en ausencia de barreras comerciales y costos de transporte. Los consumidores en cada país tienen las mismas preferencias representadas por las curvas de indiferencia de la Gráfica 1. En equilibrio, cada agente económico consume las cantidades  $X^S$ ,  $Y^S$  representadas por el punto A de la Gráfica 1. Como las ofertas de los bienes son completamente insensibles a los cambios en los precios (al menos en el corto plazo) cambios en las preferencias modifican el TCR, pero no las cantidades producidas. De esta manera, el TCR o el precio relativo del bien  $Y$  en términos del bien  $X$  es igual al valor absoluto del inverso de la pendiente de la curva de indiferencia en el punto A. Curvas de indiferencia más planas ocasionan un TCR mayor y viceversa. El TCR puede variar si los gustos y preferencias se modifican o si cambian las ofertas de  $X$  e  $Y$ . En este último caso, un aumento únicamente de  $X$  tendrá como consecuencia una pendiente menor de la curva de indiferencia en el punto B de la Gráfica 1, lo que implica un aumento en el tipo de cambio real.

El mismo efecto se tiene si, a partir del punto A se registra una contracción de la producción únicamente de  $Y$ , alcanzando el punto C.

De esta manera, la producción del país doméstico relativa a la del país extranjero contribuye a determinar el TCR bajo el enfoque de equilibrio.

GRÁFICA 2

TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO: INCREMENTO EN LA OFERTA DEL PAÍS DOMÉSTICO



Fuente: Krugman (2012: 420).

Por su parte, Krugman *et al.* (2012, 415-422) plantean la determinación del TCR a largo plazo como resultado de la interacción entre la demanda y oferta relativas. La primera se define como la demanda por productos del país doméstico, relativa a la demanda de productos del país externo. La oferta relativa se define de manera similar. Específicamente, si el nivel de producción del país doméstico ( $X^S$ ) aumenta relativamente respecto a la producción del país extranjero ( $Y^S$ ) para una demanda relativa dada, entonces el tipo de cambio real de largo plazo se depreciará. Esto se debe a que un aumento en el nivel de producción doméstica tenderá a disminuir el nivel de precios doméstico relativo al nivel de precios en el extranjero, originando la depreciación del TCR a largo plazo. En la Gráfica 2 se representa como se determina el tipo de cambio real a largo plazo. Con una oferta relativa inicial  $(X^S / Y^S)_0$  y dada la demanda relativa, el TCR de equilibrio es  $TCR_0$ . Cuando la oferta relativa aumenta, en este caso como consecuencia de un aumento en  $X^S$ , el tipo de cambio real aumenta a  $TCR_1$ . Lo descrito anteriormente se representa en la Gráfica 2.

Se obtiene el mismo resultado en términos de la depreciación del tipo de cambio real si la producción del país externo disminuye

respecto a la del país doméstico. Stockman (1987) y Krugman *et al.* (2012: 415-422) enfatizan que el tipo de cambio real depende de la producción del país doméstico relativa a la producción del país extranjero, así como de las demandas relativas.

De los trabajos empíricos aplicados a diferentes países se presenta la siguiente muestra. Por su parte, Capistrán *et al.* (2017) están interesados en comprobar empíricamente si existe un sobreajuste del tipo de cambio ante una modificación de la política monetaria para el caso de México, tal como lo predice el modelo de Dornbusch (1976). Para tal efecto, los autores estiman un VAR estructural con cointegración y de igual manera con información trimestral para el periodo comprendido entre 1990 y 2015. En un primer paso, ellos estiman cuatro relaciones teóricas de largo plazo a través de modelos autorregresivos con rezagos distribuidos (ARDL, por sus iniciales en inglés). Dichas relaciones teóricas son: (i) paridad de poder de compra; (ii) paridad no cubierta de tasas de interés; (iii) demanda de dinero; y (iv) una relación entre los niveles de producto doméstico y de Estados Unidos.

Posteriormente, las desviaciones respecto a las relaciones de largo plazo se incorporan en el modelo de corrección del error como términos de corrección del error. Los autores no imponen ninguna restricción adicional a la dinámica del modelo, solo incluyen variables dicotómicas y variables que son exógenas débilmente<sup>8</sup>. Así, ellos estiman en dos pasos un modelo VAR con restricciones de cointegración que tenga como solución del estado estacionario las relaciones estructurales de largo plazo. Los autores encuentran 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, que son los efectos que predice el modelo de Dornbusch (1976) ante una contracción de la cantidad de dinero.

Para el caso de Sudáfrica, MacDonald y Ricci (2003) identifican una relación de largo plazo a través de la estimación de un vector de cointegración y se utiliza al tipo de cambio real, diferencial entre la tasa de interés doméstica y un promedio ponderado de tasas de interés de sus

<sup>8</sup> Consideran al precio internacional del petróleo por ser importante para los términos de intercambio, el índice de precios al productor de EE. UU como variable aproximada a los precios de los bienes intermedios importados, y al diferencial entre la tasa Libor y la tasa de interés de los bonos del tesoro de EE. UU. para incorporar los choques de liquidez financiera global.

principales socios comerciales, PIB per cápita doméstico, un promedio ponderado del PIB per cápita de sus socios comerciales, precios reales de las materias primas exportadas (oro, carbón hierro, cobre y platino), un indicador de apertura comercial, equilibrio fiscal y activos internacionales netos.

Los autores encuentran que un aumento en el diferencial de tasa de interés de 1% ocasiona una apreciación del TCR en 3%; un aumento en el PIB per cápita de Sudáfrica relativo al PIB per cápita de sus socios comerciales, se asocia con una apreciación del TCR del 0.1 al 0.2%; un aumento en la apertura comercial del 1% se relaciona con una depreciación del TCR del 1%; una mejora en el balance fiscal en un punto porcentual del PIB está vinculada a una depreciación del TCR del 2%; un aumento en los activos externo netos en un punto porcentual del PIB provoca una apreciación del TCR del 1%, y un aumento en los precios reales de las materias primas exportadas genera una apreciación del TCR del 0.5%.

Isard (2007) describe seis diferentes metodologías que han sido utilizadas para evaluar los valores de equilibrio de los tipos de cambio. Específicamente, para el caso de la estimación de ecuaciones para el tipo de cambio, se busca la cointegración entre el tipo de cambio real, la posición neta de activos extranjeros y variables que influyen el saldo de la cuenta corriente. Por ejemplo, la ecuación para el tipo de cambio de largo plazo del Fondo Monetario Internacional en 2006 incluye como variables explicativas el cociente de la posición neta de activos externos al promedio de importaciones y exportaciones, la diferencia entre las productividades laborales en los sectores de bienes comerciables y no comerciables relativa a la de sus socios comerciales, términos de intercambio, el consumo de gobierno como porcentaje del producto interno bruto, un índice de restricción al comercio, y una medida del grado de los controles de precios.

Ozsoz y Akinkunmi (2012) utilizan datos mensuales para el periodo 2004-2010 para estimar un modelo de corrección del error y encuentran que el precio del petróleo, la oferta monetaria, las reservas internacionales y el diferencial de tasa de interés pueden ser usados para predecir el tipo de cambio real de largo plazo. Por su parte, Chowdhury (2012) utiliza un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos para el caso de Australia y encuentra que un incremento en los términos de intercambio, en el gasto de gobierno y los pasivos netos con el extranjero aprecian

el tipo de cambio real en el largo plazo. En contraste, un aumento en el diferencial de tasas de interés, en la apertura comercial y en la productividad laboral aprecian el tipo de cambio real a largo plazo.

Kia (2013) encuentra que el PIB real, gasto público, déficit como proporción del PIB, deuda interna y externa como porcentaje del PIB y el nivel de precios de los insumos tienen un impacto sobre el tipo de cambio real de Canadá para el periodo 1972-2010. Por su parte, Müge y Vural (2019) encuentran que los determinantes fundamentales del tipo de cambio real de Turquía son el PIB per cápita relativo al de sus socios comerciales, los precios del petróleo, el gasto público y la apertura internacional.

Como se puede apreciar en los trabajos señalados a manera de ejemplos, los modelos teóricos y empíricos se pueden clasificar entre los que discuten y estiman relaciones de equilibrio de largo plazo y los que enfatizan y estiman dinámicas de corto plazo. En el primer grupo se utilizan los niveles de precios y de producción, principalmente, mientras que en el segundo grupo de modelos se incorporan variables como precios del petróleo, diferencial de tasas de interés, déficit fiscal, términos de intercambio, oferta monetaria, reservas internacionales, deuda externa, saldo en cuenta corriente, etcétera.

El modelo que se presenta a continuación pertenece al cuarto enfoque metodológico al estimar el TCR de equilibrio para México a través de un vector de cointegración y al analizar cómo desviaciones transitorias del TCR observado respecto a su nivel de equilibrio tienden a corregirse, lo que se refleja en la magnitud y el signo del “término de corrección del error” del MCE.

## **2. ESTIMACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO EN FUNCIÓN DE LAS PRODUCCIONES Y DEMANDAS RELATIVAS DE MÉXICO Y EE.UU.**

En términos del presente estudio, se plantea la hipótesis de que el tipo de cambio real de equilibrio se determina en función de la producción y demanda relativas de México y EE. UU., se toma en cuenta el enfoque teórico de equilibrio de Stockman (1987) y Krugman *et al.* (2012: 415-422). Sin embargo, no se pueden emplear las series de tiempo, producción y demanda directamente para un mismo país porque los choques sobre una variable –producción– también pueden afectar a

la otra variable –demanda– lo que puede propiciar el surgimiento de autocorrelación de los errores. Por esta razón, se utilizan algunas variables aproximadas para representar las ofertas y demandas de los dos países. Para representar el nivel de producción de México (Y) se utiliza el PIB a precios constantes de 2013, y para representar el de EE. UU. se emplea su Índice de Producción Industrial (IPI) no ajustado por estacionalidad (índice 2017=100). Se escogió el IPI de EE. UU. en lugar del PIB de aquel país porque Garcés señaló que: “La economía mexicana es afectada por el sector industrial más directamente que por otras ramas de la economía de Estados Unidos” (2006: 12). Para representar el nivel de demanda de México, se utiliza como variable aproximada a la suma de los consumos tanto privado como de gobierno y de las exportaciones (CGX), mientras que para la de EE. UU. se emplea la inversión privada fija (IPF)<sup>9</sup>. La variable del tipo de cambio real (TCR) se construyó al multiplicar el tipo de cambio nominal por el Índice de Precios al Consumidor de EE. UU. y se dividió entre el Índice Nacional de Precios al Consumidor de México<sup>10</sup>. Para efectos de la estimación estadística, se utilizó el logaritmo natural de las variables. Una posible limitación del estudio es que puede haber otras variables aproximadas, las cuales pudieran proporcionar una mejor estimación.

La información estadística se obtuvo de las páginas electrónicas del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), del Banco de México (BANXICO) y del Banco de la Reserva Federal de Saint Louis<sup>11</sup>. E-views es el paquete estadístico utilizado para efectuar las estimaciones y pruebas respectivas.

Se inicia con las pruebas de órdenes de integración de cada una de las series. Los resultados de las pruebas Dickey-Fuller aumentada (ADF) y Phillips-Perron se presentan en el Cuadro 1. Los valores de los estadísticos de prueba reportados en dicho cuadro implican que la hipótesis nula de que cada serie es integrada de orden 1 (I(1)) no es rechazada. Para otras muestras puede surgir cierta controversia de si el TCR

<sup>9</sup> La serie en dólares corrientes fue dividida por el deflactor implícito del PIB, ambos ajustados por estacionalidad.

<sup>10</sup> Anguiano y Ruiz (2020) señalan que la varianza de los tipos de cambio de cambio del peso mexicano y del dólar estadounidense respecto a la libra esterlina se determina parcialmente por elementos comunes. Estos autores encuentran que los porcentajes de la varianza de dichos tipos de cambio se explican en un 68.98% y en 17.86% por elementos comunes, respectivamente.

<sup>11</sup> Las páginas electrónicas de las instituciones son: [www.inegi.org.mx](http://www.inegi.org.mx), [www.banxico.org.mx](http://www.banxico.org.mx) y [www.stlouisfed.org](http://www.stlouisfed.org).

es I(1) o es estacionaria. Garcés (2006: 9) señala que “... en ocasiones es difícil distinguir un proceso de raíz unitaria estándar de otros. Por ejemplo, un proceso estocástico sin raíz unitaria podría contener una tendencia determinística sujeta a quiebres estructurales aleatorios”.

Por su parte, Castillo (2001) señala que la prueba Dickey Fuller Aumentada sugiere que el TCR es I(0), mientras que la prueba Phillips-Perron sugiere que es I(1). Sin embargo, esto no le representó ningún problema: “... ya que Hansen y Juselius (1995) sugieren que para encontrar una relación de cointegración es necesario únicamente que existan dos variables I(1) en el vector considerado” (Castillo, 2001:38), lo cual era una condición que se cumplía claramente en el trabajo de Castillo (2001). En el caso de la muestra en la que se basa el presente estudio, el TCR es I(1), lo cual es consistente con lo expuesto por Montiel y Hinkle (1999: 33), cuando señalan que el TCR es no estacionario en los países en desarrollo debido a la no estacionariedad de algunos de sus determinantes fundamentales. En el caso de las variables fundamentales que se usan en este estudio son claramente I(1). Por lo que a partir de los resultados reportados en el Cuadro 1, se puede estimar un VAR.

CUADRO 1

PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS DEL TIPO DE CAMBIO REAL, DEL PIB Y DE LA SUMA DE CONSUMO, GASTO PÚBLICO Y EXPORTACIONES DE MÉXICO, DEL ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL Y DE LA INVERSIÓN PRIVADA BRUTA DE EE. UU.

| Niveles     |         | Prueba Dickey-Fuller Aumentada |                          |         | Prueba Phillips-Perron |                             |                          |         |
|-------------|---------|--------------------------------|--------------------------|---------|------------------------|-----------------------------|--------------------------|---------|
| Variable    | Rezagos | Especificación <sup>1</sup>    | Estadístico              | Valor-p | Ancho banda            | Especificación <sup>1</sup> | Estadístico              | Valor-p |
| TCR         | 0       | I                              | -2.20                    | 0.2088  | 1                      | I                           | -2.26                    | 0.1882  |
| Y           | 3       | I                              | -2.64                    | 0.0878  | 8                      | I                           | -1.72                    | 0.4205  |
| IPI         | 0       | I                              | -2.86                    | 0.0535  | 4                      | I                           | -2.85                    | 0.0542  |
| CGX         | 3       | I                              | -2.26                    | 0.1871  | 8                      | I                           | -1.76                    | 0.3962  |
| IPF         | 1       | N                              | 1.69                     | 0.9777  | 7                      | N                           | 1.73                     | 0.9792  |
| Diferencias |         | Prueba Dickey-Fuller Aumentada |                          |         | Prueba Phillips-Perron |                             |                          |         |
| Variable    | Rezagos | Especificación <sup>1</sup>    | Estadístico <sup>2</sup> | Valor-p | Ancho banda            | Especificación <sup>1</sup> | Estadístico <sup>2</sup> | Valor-p |
| TCR         | 4       | N                              | -7.95                    | 0.0000  | 10                     | N                           | -47.72                   | 0.0000  |
| Y           | 6       | I                              | -6.90                    | 0.0000  | 1                      | I                           | -28.14                   | 0.0001  |
| IPI         | 0       | I                              | -10.53                   | 0.0000  | 5                      | I                           | -10.55                   | 0.0000  |
| CGX         | 2       | I                              | -9.90                    | 0.0000  | 5                      | I                           | -18.50                   | 0.0000  |
| IPF         | 0       | N                              | -5.46                    | 0.0000  | 4                      | N                           | -5.50                    | 0.0000  |

1. I significa intercepto, T tendencia lineal y N nada.

2. Significativos al 5%.

Fuente: Elaboración Propia

La muestra abarca 108 observaciones en el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1995 y el cuarto trimestre de 2021. En este lapso, la economía mexicana se vio afectada por choques de origen interno y externo, lo que se tradujo en observaciones atípicas. Por esta razón, se incluyeron cinco variables dicotómicas<sup>12</sup> permanentes en el VAR y cuatro variables dicotómicas en diferencias en el MCE a estimar, dado que una resultó ser no significativa en el segundo modelo. Las primeras tres variables dicotómicas fueron para el cuarto trimestre de 2008, y para el primer y segundo trimestres de 2009 y están asociadas a los efectos de la crisis provocada por las hipotecas de baja calidad en EE. UU., la cual estalló a partir del anuncio de la quiebra del banco de inversión Lehman Brothers el 15 de septiembre de 2008. Las últimas dos variables dicotómicas fueron para el primer<sup>13</sup> y segundo trimestre de 2020 y están asociadas a los efectos de la pandemia del SARS-COV-2, que se detectó en diciembre de 2019 en China. En el segundo trimestre de 2020, la producción de ambos países registró una contracción severa por las afectaciones a los eslabonamientos productivos y caídas drástica en el nivel de demanda ocasionadas por la disminución del nivel de ingreso de las familias por la política de “quédate en casa”.

Los resultados del análisis de máxima verosimilitud del logaritmo natural del TCR se reportan en el Cuadro 2.

CUADRO 2  
ANÁLISIS DE MÁXIMA VEROSIMILITUD PARA EL LOGARITMO NATURAL  
DEL TIPO DE CAMBIO REAL: 1995-2021

| i) Análisis de cointegración                                    |           |           |           |           |           |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Eigenvalores  | 0.50      | 0.23      | 0.13      | 0.06      | 0.01      |
| Hipótesis nula  | rango = 0 | rango ≤ 1 | rango ≤ 2 | rango ≤ 3 | rango ≤ 4 |
| $\lambda$ estadístico traza                                     | 117.53    | 46.70     | 20.21     | 6.60      | 0.53      |
| Valores críticos (95%)  | 69.82     | 47.86     | 29.80     | 15.49     | 3.84      |
| ii) Vector de cointegración y coeficientes de ajuste (Johansen) |           |           |           |           |           |
| Variables   | TCR       | Y         | IPI       | CGX       | IPF       |
| Coef. CoInt. Normalizados                                       | 1.00      | -2.55     | 2.63      | 1.29      | -1.14     |
| (errores estándar)  |           | 0.57      | 0.23      | 0.46      | 0.10      |

<sup>12</sup> Dada la volatilidad del tipo de cambio real y lo profundo de las recesiones de la economía mexicana es necesaria la inclusión de variables dicotómicas para que el modelo cumpla con las pruebas de diagnóstico. Si bien es una práctica común en los estudios empíricos para enfrentar observaciones atípicas, su incorporación puede ser cuestionable.

<sup>13</sup> La variable dicotómica para el primer trimestre de 2020 no resultó ser estadísticamente significativa en el MCE, por lo que fue omitida en dicho modelo.

CUADRO 2 (CONTINUACIÓN)

|   |                                 |      |               |      |               |   |
|---|---------------------------------|------|---------------|------|---------------|---|
| Coefficientes de ajuste   | -0.34                           | 0.09 | 0.08          | 0.12 | 0.11          |   |
| (errores estándar)  | 0.08                            | 0.03 | 0.02          | 0.03 | 0.03          |   |
| <b>iii) Pruebas de especificación</b>                             |                                 |      |               |      |               |   |
| Correlación de la traza   | Valor del estadístico de prueba |      |               |      |               |   |
|   | 0.68                            |      |               |      |               |   |
| Normalidad  | Valor del estadístico de prueba |      |               |      | valor-p       |   |
| Jarque-Bera   | 11.27                           |      |               |      | 0.3367        |   |
| Coef de Asim.   | 5.27                            |      |               |      | 0.3841        |   |
| Coef. Curtosis  | 6.00                            |      |               |      | 0.3058        |   |
| Heteroscedasticidad   | Valor del estadístico de prueba |      |               |      | valor-p       |   |
| White (sin términos cruzados, 975 g. d. l.)                       | 957.68                          |      |               |      | 0.6479        |   |
| Autocorrelación LM  | Valor del estadístico de prueba |      |               |      | valor-p       |   |
| Hipótesis nula: no hay autocorrelación del rezago 1 al rezago "h" |                                 |      |               |      |               |   |
| rezago "h"  | 4                               | 5    | 6             | 7    | 8             | 9 |
| Rao Estad.  | 1.2 ( 0.1191)                   |      | 1.0 ( 0.4132) |      | 1.0 ( 0.4040) |   |
| F (valor-p)   | 1.2 ( 0.1318)                   |      | 1.3 ( 0.0811) |      | 1.3 ( 0.0978) |   |

\* La prueba de la traza indica la existencia de una ecuación de cointegración a un nivel de 0.05

Fuente: elaboración propia.

En la primera sección de dicho cuadro y de acuerdo con la prueba de cointegración de Johansen, se revela que la hipótesis nula de que no existe un vector de cointegración es rechazada ya que el valor del estadístico de la traza supera el valor crítico correspondiente al 95% de confianza. La subsecuente hipótesis nula de que existe sólo un vector de cointegración no es rechazada<sup>14</sup>. En el segundo apartado se reportan los coeficientes estimados del vector de cointegración normalizados que representan una relación de largo plazo entre las variables y dado que la variable de interés es el TCR, el vector de cointegración se normaliza a partir de su coeficiente<sup>15</sup>. En ese mismo apartado también se reportan los coeficientes de ajuste respectivos. Se debe destacar que el coeficiente de ajuste asociado al TCR es negativo.

En el tercer apartado de dicho cuadro se presentan los resultados de las pruebas relacionadas con la correlación de la traza, normalidad, la homoscedasticidad y la no autocorrelación de los errores. En el modelo VAR se puede calcular una medida general de la bondad

<sup>14</sup> También la prueba del eigenvalor máximo revela que existe un solo vector de cointegración.

<sup>15</sup> Estas estimaciones se obtienen a partir del modelo VAR siguiendo la metodología de Johansen y que pueden variar ligeramente respecto a la ecuación de cointegración que surge de la estimación del MCE, la cual se reporta más adelante.

de ajuste que es reportada como la correlación de la traza (Juselius, 2006:73), que tiene una función similar a la  $R^2$  convencional. El Cuadro 2 reporta un valor estimado en 0.68, que puede ser interpretado como una  $R^2$  “promedio” de las cinco ecuaciones del VAR. La prueba Jarque-Bera señala que los errores se distribuyen normalmente de manera conjunta. Mientras que la prueba de White sin términos cruzados revela que la hipótesis nula de homoscedasticidad de los errores no se rechaza. Finalmente, para evaluar la no autocorrelación de los residuales, se parte de la hipótesis nula de que no hay autocorrelación del rezago 1 al rezago “h”, donde  $h = 4, 5, 6, 7, 8$  y  $9$ . Se utiliza la prueba F de Rao<sup>16</sup>, y como se aprecia en el Cuadro 2, la hipótesis nula no se rechaza.

Para checar la constancia de los parámetros se utiliza el logaritmo de la verosimilitud calculado recursivamente a través del siguiente estadístico de prueba corregido por el sesgo (Juselius, 2006: 152). El estadístico de prueba se construye de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$Q_T^{Corr}(t_1) = \frac{t_1}{T} \sqrt{\frac{T}{2p}} \left[ \log|\hat{\Omega}_{t_1}| - \log|\hat{\Omega}_T| \right] + \quad (4)$$

$$\frac{1}{T} \left\{ \left( \frac{1}{2} p(1-p) + r + p(k-1) + 1 \right) \left( 1 - \frac{t_1}{T} \right) \right\}$$

Donde:

$\hat{\Omega}_T$  = es la matriz de covarianzas de los errores que arroja la estimación con la muestra completa;

$\hat{\Omega}_{t_1}$  = es la matriz de covarianzas de los errores que arroja la estimación con una submuestra;

$t_1$  = es el índice de tiempo que se recorre para ampliar la submuestra;

$T$  = tamaño de la muestra completa;

$p$  = número de variables;

$r$  = número de vectores de cointegración, y

$k$  = número de rezagos en las variables en niveles.

Los valores de dicho estadístico se calculan a partir de la comparación del logaritmo natural del determinante de la matriz de covarianzas de los

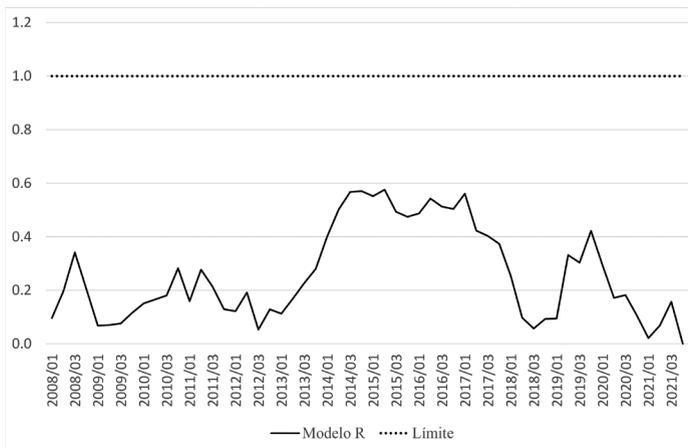
<sup>16</sup> Se utiliza esta prueba porque las simulaciones de Edgerton y Shukur (1999) sugieren que funciona mejor entre las muchas variantes de pruebas para autocorrelación que se consideran.

residuales de una submuestra, con el logaritmo natural del determinante de la matriz de covarianzas de los residuales de la muestra completa, incluyendo términos para corregir el sesgo. Conforme se incrementa el tamaño de la submuestra, ya sea hacia adelante o hacia atrás, se obtiene una gráfica para el estadístico  $Q_T^{Corr}(t_1)$ . Hay dos formas alternativas de obtener la matriz de covarianzas de los errores. La primera es estimar el modelo original y sólo cambiar el tamaño de la submuestra para obtener la matriz de covarianzas de los errores (Modelo X). El  $Q_T^{Corr}(t_1)$  del modelo X es útil para evaluar la estabilidad de los coeficientes de corto plazo. La segunda forma es a través de la estimación de regresiones auxiliares. La primera es estimar las primeras diferencias de las variables en el periodo “t” ( $\Delta X_t$ ) en función de las primeras diferencias rezagadas ( $\Delta X_{t-i}$ ), la constante y las variables dicotómicas para obtener los residuales  $R_{0,t}$ .

La segunda regresión auxiliar consiste en estimar los niveles de las variables rezagadas en un periodo ( $X_{t-1}$ ) en función de las primeras diferencias rezagadas ( $\Delta X_{t-i}$ ), la constante y las variables dicotómicas para obtener los residuales  $R_{1,t}$ . Finalmente se estima el modelo  $R_{0,t} = \alpha\beta' R_{1,t} + error$  (modelo R). Nuevamente, al cambiar el tamaño de las submuestras se obtienen las matrices de covarianzas de los errores para calcular el estadístico de prueba. El  $Q_T^{Corr}(t_1)$  del modelo R es útil para evaluar la estabilidad de los coeficientes del vector de cointegración, que es el que se usa para estimar un tipo de cambio real de equilibrio, por lo que es crucial que el estadístico no caiga en la región de rechazo en ninguna submuestra. Bajo la hipótesis de parámetros constantes, el valor crítico es 1.36 al 95 por ciento de confianza. Sí el estadístico de prueba corregido por el sesgo se divide entre 1.36, el nuevo valor de referencia para rechazar la hipótesis nula es 1.0.

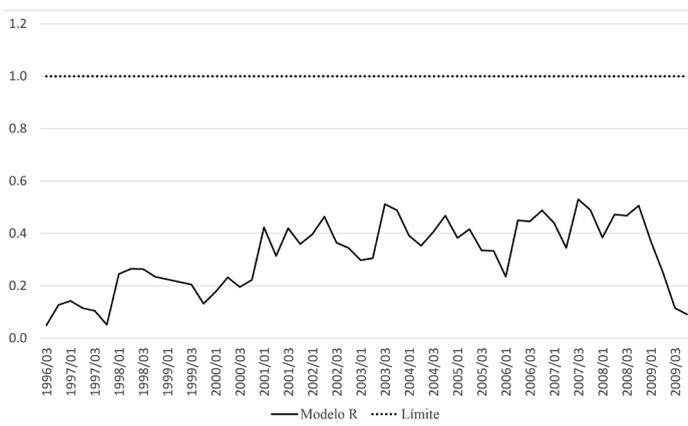
Como se aprecia en las Gráficas 3 y 4, el estadístico de prueba  $Q_T^{Corr}(t_1)$  correspondiente al modelo R no cae en la región de rechazo en ninguna de las submuestras, independientemente si las pruebas son recursivas hacia adelante o hacia atrás. Esto implica que los coeficientes del vector de cointegración o coeficientes de largo plazo se pueden considerar como estables en toda la muestra, por lo que las estimaciones que se hagan a partir de ellos son válidas. En contraste, con el mismo estadístico para el modelo X cae en la región de rechazo, lo que sugiere la inestabilidad de los coeficientes de corto plazo.

**GRÁFICA 3**  
**PRUEBAS DE LA CONSTANCIA DE PARÁMETROS (RECURSIVAS HACIA ADELANTE)**



Fuente: elaboración propia.

**GRÁFICA 4**  
**PRUEBA DE CONSTANCIA DE PARÁMETROS (RECURSIVA HACIA ATRÁS)**



Fuente: elaboración propia.

Esto último sólo implica que los coeficientes estimados del modelo VAR sólo miden efectos promedio, pero no impide continuar con el análisis empírico. Este caso particular es explicado por Juselius (2005: 150):

Debido a que los efectos de los parámetros no constantes han sido promediados en el modelo R, estas pruebas aceptan correctamente la constancia de parámetros a largo plazo, mientras que las pruebas que usan el modelo X tienen más probabilidad de ser influenciados por la inestabilidad de los coeficientes de corto plazo.

Se debe señalar que después del primer rechazo, todas las demás pruebas de constancia de parámetros subsecuentes dejan de tener significado, por lo que su gráfica se omite.

La estimación del MCE se reportan en el Cuadro 3. En el primer apartado se reporta la ecuación de cointegración, así como los errores estándar y valores del estadístico “t” correspondientes a los coeficientes en el espacio de cointegración y a los coeficientes de ajuste estimados. Debe notarse que el coeficiente de ajuste estimado para el caso de la ecuación de es -0.18, lo que implica que el tipo de cambio real se ajusta en poco menos de una quinta parte respecto al error de desequilibrio, lo cual indica un ajuste relativamente rápido.

En el segundo apartado se reportan los resultados de las pruebas de significancia de los coeficientes de la ecuación de cointegración. En los cinco casos, los coeficientes son estadísticamente distintos de cero. En el siguiente apartado se realizan las pruebas de exogeneidad débil. Los resultados determinan que en este ejercicio Y, IPI y CGX son débilmente exógenas ya que el coeficiente asociado al término de corrección del error es estadísticamente igual a cero. Esto implica que éstas son variables de “empuje”<sup>17</sup>.

En contraste, para los casos del TCR y de la IPF, sus coeficientes de ajuste son negativo y positivo, respectivamente, y en ambos casos son estadísticamente significativos. La variable de interés es el TCR que resulta ser una variable de “reacción”. Al respecto Johansen señala: “... los agentes reaccionan al error de desequilibrio a través del coeficiente de ajuste  $\alpha$ , para regresar a las variables al camino correcto, el cual es que dichas variables satisfagan las relaciones económicas...” (1995: 39).

<sup>17</sup> Si bien en esta estimación empírica el PIB de México es una variable de empuje en la determinación del tipo de cambio real, existen teorías aplicables a países semi-industrializados donde depreciaciones en los tipos de cambio nominal y real afectan al PIB. Por ejemplo, el modelo de Krugman y Taylor (1978) estudia los efectos contractivos de una devaluación de acuerdo con un enfoque keynesiano.

**CUADRO 3**  
**ESTIMACIONES DEL MODELO DE CORRECCIÓN DEL ERROR**

| i) Ecuación de cointegración y coeficientes de ajuste                 |                                 |               |               |               |               |               |
|---|---------------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Variables   | TCR                             | Y             | IPI           | CGX           | IPF           | Constante     |
| Coef. Coint. Normalizados   | 1.00                            | -4.35         | 2.54          | 2.91          | -1.46         | 19.88         |
| Error estándar  |                                 | 0.92          | 0.36          | 0.72          | 0.16          |               |
| Estadístico t   |                                 | -4.74         | 7.07          | 4.05          | -9.37         |               |
| Coeficientes de ajuste  | -0.18                           | 0.01          | 0.00          | -0.03         | 0.05          |               |
| Error estándar  | 0.06                            | 0.02          | 0.01          | 0.02          | 0.02          |               |
| Estadístico t   | -3.12                           | 0.51          | 0.33          | -1.18         | 3.05          |               |
| ii) Pruebas de significancia de coef. de la ecuación de cointegración |                                 |               |               |               |               |               |
| Variables   | TCR                             | Y             | IPI           | CGX           | IPF           |               |
| $\chi^2_{(1)}$  | 9.21                            | 11.93         | 4.45          | 13.88         | 14.79         |               |
| Valor-p   | 0.0024                          | 0.0006        | 0.0348        | 0.0002        | 0.0001        |               |
| iii) Pruebas de exogeneidad débil                                     |                                 |               |               |               |               |               |
| Variables   | TCR                             | Y             | IPI           | CGX           | IPF           |               |
| $\chi^2_{(1)}$  | 10.26                           | 0.33          | 0.12          | 1.91          | 8.97          |               |
| Valor-p   | 0.0014                          | 0.5639        | 0.7317        | 0.1667        | 0.0027        |               |
| iv) Pruebas de especificación   |                                 |               |               |               |               |               |
| Normalidad  | Valor del estadístico de prueba |               |               |               | Valor-p       |               |
| Jarque-Bera   | 10.58                           |               |               |               | 0.3911        |               |
| Coef de Asim.   | 7.29                            |               |               |               | 0.1997        |               |
| Coef. Curtosis  | 3.29                            |               |               |               | 0.6559        |               |
| Heteroscedasticidad   | Valor del estadístico de prueba |               |               |               | Valor-p       |               |
| White (sin términos cruzados)   | 827.6                           |               |               |               | 0.8454        |               |
| Autocorrelación LM  | Valor del estadístico de prueba |               |               |               |               |               |
| Hipótesis nula: no hay autocorrelación del rezago 1 al rezago "h"     |                                 |               |               |               |               |               |
| rezago "h"  | 4                               | 5             | 6             | 7             | 8             | 9             |
| Rao Estad. F (Valor-p)  | 1.14 (0.2104)                   | 1.09 (0.2925) | 1.06 (0.3484) | 1.07 (0.3413) | 1.08 (0.3192) | 1.09 (0.3046) |

Fuente: elaboración propia.

En el apartado 4 del mismo cuadro se reportan las pruebas de especificación. La prueba Jarque-Bera revela que la hipótesis de que los residuales siguen una distribución normal no se rechaza. La prueba de White sin términos cruzados revela que se cumple el supuesto de la homoscedasticidad de los errores. Finalmente, la prueba LM señala que no hay autocorrelación de los errores. El MCE específico para el TCR se reporta en el Cuadro 4.

**CUADRO 4**  
**MODELO DE CORRECCIÓN DEL ERROR DEL TIPO DE CAMBIO REAL 1995-2021**

| Variable                            | Coefficiente | Error Estándar | Estadístico t o F    | Valor-p |
|-------------------------------------|--------------|----------------|----------------------|---------|
| Térm. Correc. Error                 | -0.15        | 0.05           | -3.26                | 0.0016  |
| $\Delta TCR_{t-1}$                  | 0.18         | 0.09           | 2.06                 | 0.0424  |
| $\Delta Y_{t-4}$                    | 0.55         | 0.15           | cuadr3.77            | 0.0003  |
| $\Delta IPI_{t-1}$                  | -0.90        | 0.25           | -3.55                | 0.0006  |
| $\Delta IPI_{t-4}$                  | -0.48        | 0.19           | -2.61                | 0.0106  |
| $\Delta CGX_{t-5}$                  | 0.29         | 0.11           | 2.61                 | 0.0105  |
| $\Delta IPF_{t-2}$                  | 0.56         | 0.25           | 2.20                 | 0.0301  |
| $\Delta IPF_{t-5}$                  | -0.62        | 0.22           | -2.76                | 0.0070  |
| Constante                           | 0.06         | 0.02           | 3.38                 | 0.0000  |
| Var. Dic. 2008T4                    | 0.11         | 0.03           | 4.06                 | 0.0001  |
| Var. Dic. 2009 T1                   | 0.12         | 0.03           | 4.46                 | 0.0000  |
| Var. Dic. 2009 T2                   | 0.15         | 0.03           | 6.16                 | 0.0000  |
| R <sup>2</sup>                      |              |                | 0.51                 |         |
| R <sup>2</sup> ajustada             |              |                | 0.46                 |         |
| Error Estándar                      |              |                | 0.03                 |         |
| Jarque-Bera                         |              |                | 0.30                 | 0.8600  |
| Coef de Asim.                       |              |                | 0.09                 |         |
| Coef. Curtosis                      |              |                | 3.19                 |         |
| Breusch-Godfrey LM F(9, 82)         |              |                | 0.70                 | 0.7100  |
| ARCH F(1, 99)                       |              |                | 1.36                 | 0.2500  |
| White Heteroscedasticidad F(11, 90) |              |                | 0.33                 | 0.9800  |
| Prueba CUSUM                        |              |                | Dentro de las bandas |         |
| Prueba CUSUM (cuadrados)            |              |                | Dentro de las bandas |         |

Fuente: elaboración propia.

Las variables de TCR, Y y CGX en diferencias son significativas para los rezagos 1, 4 y 5, respectivamente, mientras que las variables estadounidenses en diferencias son significativas en dos rezagos cada una: IPI para los rezagos 1 y 4, y IPF para los rezagos 2 y 5. Las variables dicotómicas permanentes en diferencias cuyos coeficientes son estadísticamente significativos corresponden al cuarto trimestre de 2008, al primer y segundo trimestres de 2009, lo que implica que hubo relativamente pocas observaciones atípicas en la serie de TCR que no pudieran ser explicadas por variaciones en Y, IPI, CGX y/o IPF. La R<sup>2</sup> es de 0.51 (R<sup>2</sup> ajustada igual a 0.46).

La prueba Jarque-Bera revela que se cumple con el supuesto de que los residuales siguen una distribución normal, las pruebas de White (sin términos cruzados) y ARCH revelan que no se rechaza la hipótesis de homoscedasticidad de los errores, y la prueba Breusch-Godfrey señala que no hay autocorrelación de los errores. Finalmente, las pruebas CUSUM indican la constancia de los parámetros estimados del MCE específico para el TCR.

### 3. COMPARACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL OBSERVADO CON EL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO

Varios autores como Coudert y Couharde (2008: 15), Goldfajn y Valdés (1999: 233), Carrera *et al.* (2021: 74) utilizan vectores de cointegración para estimar el tipo de cambio real de equilibrio, por lo que en este trabajo se sigue dicho procedimiento. A partir de la ecuación de cointegración se puede despejar la variable del TCR, para obtener la ecuación (5):

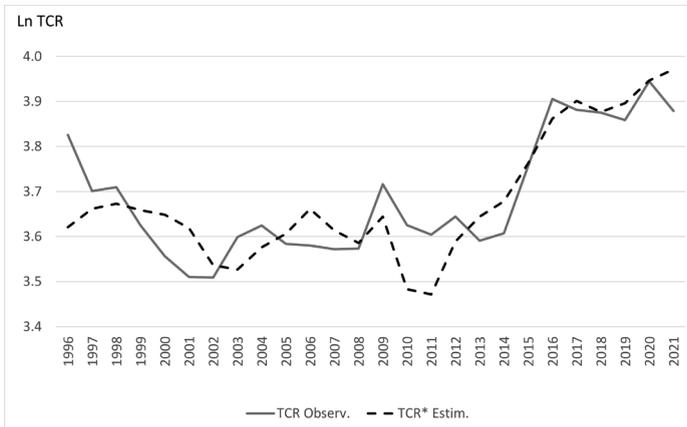
$$\widehat{TCR}_t^* = 4.35Y_t - 2.54IPI_t - 2.91CGX_t + 1.46IPF_t - 19.88 \quad (5)$$

Sustituyendo los valores de Y, IPI, CGX e IPF del 1er trimestre de 1995 al 4º trimestre de 2021 se obtiene la estimación del TCR de equilibrio. Si bien los datos son trimestrales, en la Gráfica 5 se presentan los promedios anuales para identificar con mayor claridad algunos periodos de sub o sobrevaluación cambiara.

Cuando el TCR observado es mayor (menor) al TCR de equilibrio estimado se puede identificar una subvaluación (sobreevaluación) del peso mexicano. Se debe destacar que el TCR de equilibrio no es un valor constante, sino que puede modificarse de acuerdo con los entornos económicos doméstico y mundial, al grado de que Gil Díaz y Carstens (1996: 11) se refieren a él como “un objetivo en movimiento”. Harberger (1996: 44-45) ejemplifica esta situación para México en los años 1993-1994: el TCR observado era uno de equilibrio en septiembre de 1993, pero dejó de serlo después de la aprobación del Tratado de Libre Comercio de América del Norte por parte del Congreso de EE. UU. en noviembre de ese año ya que provocó un aumento de los flujos de capital hacia México. Cuando el TCR observado se estaba dirigiendo a su nuevo y menor nivel de equilibrio, este

último volvió a cambiar por la salida de capitales, primero en abril y después en diciembre de 1994.

GRÁFICA 5  
COMPARACIÓN ENTRE LOS TIPOS DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO ESTIMADO Y OBSERVADO



Fuente: elaboración propia.

Con relación a países en desarrollo, Montiel y Hinkle (1999: 36) señalaron que “Las estimaciones empíricas del tipo de cambio real de equilibrio para países particulares pueden juzgarse por su capacidad de replicar episodios históricos para los cuales la desalineación del tipo de cambio real observado surgió como un diagnóstico consensuado ex post”<sup>18</sup>. Para el periodo 1980-1994, se encontraron varias estimaciones sobre la sub o sobrevaluación del peso mexicano. Por ejemplo, Zedillo (1992: 36) estimó sobrevaluaciones del -16 y -23% para 1980 y 1981, y subvaluaciones de 45 y 15% para 1982 y 1983. Se debe aclarar que Zedillo (1992) utilizó los valores de cierre a diciembre de cada año, por lo que el tipo de cambio nominal en diciembre de 1982 estaba en su nivel más alto de todo ese año. Solís (1996: 87) estimó una subvaluación cambiaria del 32% para 1987.

Por otra parte, Elbadawi y Soto (1995, 102) estimaron que el TCR estaba sobrevaluado en alrededor del 20% en 1992 y 1993. Dornbusch

<sup>18</sup> Esta también fue una sugerencia realizada por los árbitros anónimos.

y Werner (1994: 286) señalaron que México necesitaba una devaluación del 20%, para corregir la sobrevaluación del peso mexicano. Por su parte, Montiel (1999: 259) reportó que el peso mexicano estaba sobrevaluado -18% en 1994. Solís (1996: 87) señaló que, antes de diciembre de 1994, el peso mexicano tenía una sobrevaluación de -45%, según la teoría de la paridad de las monedas. La observación hecha a la metodología seguida por Zedillo (1992) también aplica a las estimaciones reportada por Solís (1996), quién debió haber usado datos a noviembre de 1994, días antes de que se abandonara el sistema de bandas para el tipo de cambio.

Sin embargo, a partir de que México adopta un régimen de tipo de cambio flexible las estimaciones del desalineamiento del TCR escasean. Se debe enfatizar que un régimen de tipo de cambio flexible no elimina la posibilidad de un desalineamiento del TCR. Carrera *et al.* (2021: 71) utilizan un modelo de panel de datos para evaluar el grado de desalineamiento cambiario y su persistencia para un grupo de países, se logra encontrar que bajo un régimen de tipo de cambio fijo el desalineamiento entre el TCR observado y de equilibrio tiende a ser más persistente, mientras que bajo un régimen de tipo de cambio flexible reduce dicha persistencia, pero incrementa el tamaño del desalineamiento.

Los periodos de desalineamiento cambiario que se identifican en la Gráfica 5 se contrastan con lo expuesto por otros autores o se justifican. De 1995 a 1998 se explica la subvaluación del peso por el sobreajuste de los tipos de cambio nominal y real observados después de abandonar la banda para el tipo de cambio en diciembre de 1994. La eliminación del desalineamiento no sólo fue por la apreciación del TCR observado sino también por una depreciación del TCR de equilibrio. En 1996, el PIB de México registró un crecimiento real de 6.8% después de la severa recesión de 1995, y el TCR\* se depreció como resultado de que el efecto del aumento en la oferta de México relativa a la de EE. UU. superó al del aumento en la demanda relativa, siendo cada variable ponderada por su coeficiente en la ecuación de cointegración, de acuerdo con el modelo teórico que se sigue en este estudio.

De 2000 a 2002, se detecta una sobrevaluación cambiaria producto de la apreciación del TCR observado más acelerada que la del TCR de equilibrio estimado. Galindo y Guerrero de Lizardi (2001: 8) señalan que el valor real del peso mexicano en 2000 era “similar al que prevalecía antes de la crisis cambiaria de 1994”. Con relación a 2001, Galindo y Guerrero de Lizardi (2001: 2) señalan: “La caída del ritmo

de crecimiento del PIB, la desaceleración de la economía estadounidense y la *sobrevaluación* del tipo de cambio nominal son quizá los eventos económicos más discutidos en los últimos meses”.

Los autores no proporcionan un porcentaje específico de sobrevaluación contra el cual se pueda hacer una comparación en ninguno de los dos años. Este desalineamiento no fue mayor en virtud de que el TCR de equilibrio también se apreció entre 2001 y 2002. Específicamente para el año 2002, la apreciación del TCR de equilibrio fue el resultado de un incremento de la demanda relativa y de una disminución en la oferta relativa. El aumento en la demanda relativa se explica principalmente porque la variable usada para representar a la demanda de EE. UU. (Inversión Privada Fija) registró una caída drástica (-4.7%) en 2002 respecto al año previo.

Posteriormente, del 2003 al 2007 se identifica un periodo en el que el TCR observado fluctúa alrededor de su nivel de equilibrio que se mantiene relativamente estable. El TCR observado registró una depreciación en 2009, y a partir del nivel alcanzado en dicho año se empieza a apreciar considerablemente en 2010 y 2011 debido a la política de relajamiento monetario instrumentada por el Banco de la Reserva Federal. Kuttner (2018: 141) señala que dicha política originó flujos de capitales hacia las economías emergentes, lo que apreció el tipo de cambio, disminuyó las tasas de interés de los bonos y elevó los precios de las acciones.

De acuerdo con las estimaciones del modelo, este es un ejemplo de que la apreciación del TCR no necesariamente implica sobrevaluación. Por ejemplo, para 1994 hay un consenso entre los autores antes mencionados de que el peso estaba sobrevaluado e incluso proporcionan estimaciones del desalineamiento. En contraste, otros autores señalan también sobrevaluación pero citan información que solo refleja la “apreciación” del TCR observado, sin hacer mención alguna al TCR de equilibrio<sup>19</sup>. Si se siguiera ese criterio, en este caso se señalaría que el peso estuvo sobrevaluado cuando en realidad mantuvo un cierto margen de subvaluación entre 2009 y 2011, de acuerdo con el TCR de equilibrio estimado que también se apreció ubicándose por debajo del TCR observado en esos años<sup>20</sup>.

<sup>19</sup> Cárdenas (1996: 213) y Lustig (1995: 374-375).

<sup>20</sup> Gil-Díaz y Carstens (1996: 164) y Harberger (1996: 44-45) discuten precisamente en el contexto de la sobrevaluación cambiaria previa a la devaluación de 1994 argumentos del por qué una apreciación del TCR no necesariamente implicó una sobrevaluación.

Harberger (1996: 29) estima el TCR de equilibrio como una función negativa de las transferencias netas de recursos provenientes del exterior como porcentaje del PIB. Desde su perspectiva, el aumento de dichas transferencias no solo apreció el TCR observado sino también el de equilibrio. De acuerdo con la estimación del presente modelo, la apreciación del TCR de equilibrio fue más pronunciada en 2010 debido a que el efecto del incremento en la demanda relativa superó al de la oferta relativa.

CUADRO 5  
TIPOS DE CAMBIO REAL OBSERVADO, DE EQUILIBRIO ESTIMADO Y PORCENTAJE DE DESALINEAMIENTO: SUBVALUACIÓN (+) O SOBREVVALUACIÓN (-)

|      | TCR Observado | TCR de Equilibrio<br>Estimado* | %     |
|------|---------------|--------------------------------|-------|
| 1995 | 50.6          | 34.8                           | 45.4  |
| 1996 | 45.9          | 37.4                           | 22.7  |
| 1997 | 40.5          | 38.9                           | 4.0   |
| 1998 | 40.8          | 39.4                           | 3.7   |
| 1999 | 37.5          | 38.8                           | -3.3  |
| 2000 | 35.0          | 38.4                           | -8.8  |
| 2001 | 33.5          | 37.3                           | -10.3 |
| 2002 | 33.4          | 34.3                           | -2.7  |
| 2003 | 36.6          | 34.0                           | 7.5   |
| 2004 | 37.5          | 35.7                           | 5.0   |
| 2005 | 36.0          | 36.8                           | -2.2  |
| 2006 | 35.9          | 38.9                           | -7.8  |
| 2007 | 35.6          | 37.1                           | -4.1  |
| 2008 | 35.6          | 36.1                           | -1.2  |
| 2009 | 41.1          | 38.3                           | 7.5   |
| 2010 | 37.5          | 32.6                           | 15.3  |
| 2011 | 36.8          | 32.2                           | 14.2  |
| 2012 | 38.3          | 36.2                           | 5.7   |
| 2013 | 36.3          | 38.2                           | -5.2  |
| 2014 | 36.9          | 39.6                           | -6.9  |
| 2015 | 42.8          | 43.1                           | -0.6  |
| 2016 | 49.7          | 47.6                           | 4.4   |
| 2017 | 48.5          | 49.5                           | -2.0  |
| 2018 | 48.2          | 48.3                           | -0.2  |
| 2019 | 47.4          | 49.2                           | -3.7  |
| 2020 | 51.7          | 51.8                           | -0.2  |
| 2021 | 48.4          | 53.0                           | -8.8  |

\*Promedio anual.

Fuente: Elaboración propia.

De igual manera, a partir de 2013 y hasta 2016, el TCR observado se deprecia considerablemente sin que ello implique una subvaluación cambiaria dado que el TCR de equilibrio estimado también se depreció. Este comportamiento de los TCR observado y de equilibrio puede ser explicada porque el Banco de la Reserva Federal empezó a revertir su política de relajamiento monetario precisamente en 2013. En 2015 y 2016 el TCR de equilibrio se depreció como consecuencia de un incremento de la oferta de México relativa a la de EE. UU. porque el PIB creció en esos años mientras que el Índice de Producción Industrial disminuyó. Estos dos últimos periodos ejemplifican la utilidad de contar con una estimación del TCR de equilibrio para poder distinguir si una apreciación (depreciación) del TCR observado implica una sobrevaluación (subvaluación), o no.

La Gráfica 5 revela que entre 2017 y 2020 los TCR observado y de equilibrio se mantuvieron estables y el primero cerca del segundo, mientras dicha gráfica revela una sobrevaluación cambiaria en 2021, la cual fue transitoria y eliminada al final del cuarto trimestre de ese año.

En la muestra destacan algunos años donde el desalineamiento del TCR superó una tasa porcentual de dos dígitos: 1995 y 1996 porque se estaba revirtiendo el sobreajuste del TCR y 2001 por la recesión en EE. UU. debido a la explosión de la “burbuja” en el precio de las acciones de las empresas tecnológicas. La subvaluación de 2010 y 2011 resultó porque el TCR de equilibrio se apreció aún más de lo que lo hizo el TCR observado, de acuerdo con este modelo. Esto refleja la necesidad de una propuesta trimestral oportuna del TCR de equilibrio, como punto de referencia con respecto al cual se pueda medir la sub o sobrevaluación cambiaria.

## **CONSIDERACIONES FINALES**

México adoptó un régimen de tipo de cambio flexible en diciembre de 1994, pero ello no garantiza que el TCR observado se encuentre siempre en su nivel de equilibrio, lo que implica la posibilidad de un desalineamiento cambiario. Un gran número de estudios sobre la determinación del TCR de equilibrio enfatizan variables que inciden directamente sobre el tipo de cambio nominal, por ser la variable que se ajusta más rápido. Sin embargo, el TCR también es determinado por los índices de precios, que resultan de la interacción de la oferta

y la demanda, tanto en México como en EE. UU. La utilización de observaciones trimestrales permite incorporar una buena proporción del ajuste a través de precios, aunque estos se ajusten a una velocidad menor que el tipo de cambio nominal. De esta manera y siguiendo el enfoque teórico de Stockman (1987) y Krugman *et al.* (2012:415-422), se estimó un vector de cointegración que permite identificar el TCR de equilibrio. De la comparación de este último con el TCR observado, se detectan subperiodos de sobrevaluación y subvaluación cambiaria que son congruentes con lo observado en los últimos 27 años de la evolución del TCR. Este artículo pretende contribuir a la discusión sobre el desalineamiento cambiario bajo un régimen de tipo de cambio flexible utilizando variables económicas alternativas a las más comunes.

## REFERENCIAS

- Anguiano-Pita, J. M. y A. Ruiz-Porras (2020), “Dinámicas e integración de los mercados financieros de los países del TLCAN”, *Lecturas de Economía*, 92, pp. 67-100.
- Capistrán, C., D. Chiquiar y J. R. Hernández (2017), “Identificando la Sobre-Reacción del Tipo de Cambio de Dornbusch con VEC Estructurales: Evidencia en México”, Documentos de Investigación del Banco de México 2017-11, México.
- Cárdenas, E. (1996), *La política económica en México, 1950-1994*, El Colegio de México y Fondo de Cultura Económica, México D. F.
- Carrera, J., B. Gnimmassoun, V. Mignon y R. Restout (2021), “Currency Misalignments and Exchange Rate Regimes in Latin American Countries: a Tred-Off Issue”, *Annals of Economics and Statistics*, 141, pp. 71-102.
- Castillo, R. A. (2001), “Remesas: un análisis de cointegración para el caso de México”, *Frontera Norte*, 13 (26), Colegio de la Frontera Norte, México, pp. 31-50.
- Chowdhury, Khorshed (2012), “Modelling the dynamics, structural breaks, and the determinants of the real exchange rate of Australia”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22 (2), Elsevier. Países Bajos, pp. 343-358.
- Coudert, V. y C. Couharde (2008), “Currency Misalignments and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries”, Working Paper del Center D’Etudes Prospectives et D’Information Internationales 2008-07, Francia.
- Devarajan, Shantayanan (1999), “Estimates of Real Exchange Rate Misalignment with a Simple General-Equilibrium Model”, en Hinkle, L. E. y P.

- J. Montiel (coord.). *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*. Oxford University Press, Estados Unidos, pp. 359-380.
- Devereux, M. B. (1997), "Real Exchange Rates and Macroeconomics; Evidence and Theory", *Canadian Journal of Economics*, 30 (4), pp. 773-808.
- Dolado, J., T. Jenkinson y S. Sosvilla-Rivero (1990), "Cointegration and unit roots", *Journal of Economic Surveys*, 4, pp. 249-273.
- Dornbusch, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, 84 (6), The University of Chicago. Estados Unidos, pp. 1161-1176.
- Dornbusch, R. (1985), "Purchasing Power Parity", Working Paper 1591, National Bureau of Economic Research, Estados Unidos.
- Dornbusch, R. y M. Werner (1994), "Stabilization, Reform, and No Growth", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994 (1), pp. 253-315.
- Edgerton, D. y G. Shukur (1999), "Testing autocorrelation in a system perspective", *Econometric Reviews*, 18 (4), pp. 43-386.
- Elbadawi, I. A. y R. Soto (1997), "Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment in Sub-Saharan Africa and other Developing Countries", *Journal of African Economics*, 6 (3), pp. 74-120.
- Enders, W. (2010), *Applied Econometric Time Series*, Wiley, EE. UU.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, Blackwell. Estados Unidos, pp. 251-76.
- Galindo, L. M. y C. Guerrero de Lizardi (2001), "Los Efectos de la Recesión Estadounidense y del Tipo de Cambio Real sobre el Crecimiento Económico de México en 2001", *Momento Económico*, 116, pp. 2-9.
- Garcés, D. (2006), "La relación de largo plazo del PIB mexicano y sus componentes con la actividad económica en Estados Unidos y el tipo de cambio real", *Economía Mexicana Nueva Época*, XV (1), Centro de Investigación y Docencia Económicas. México, pp. 5-30.
- Gil-Díaz, F. y A. Carstens (1996a), "Some hypotheses related to the Mexican 1994-95 crisis", Documento de Investigación del Banco de México 9601, México.
- Gil-Díaz, F. y A. Carstens (1996b), "Some Pilgrim Tales About Mexico's 1994-1995 Crisis", *American Economic Review*, 82 (2), pp. 164-169.
- Goldfajn I. y R. O. Valdés (1999), "The Aftermath of Appreciations", *The Quarterly Journal of Economics*, 114 (1), pp. 229-262.
- Harberger, Arnold, C. (1996), "Mexico's exchange rate crisis", mimeo preparado para el Grupo Financiero Bancomer.
- Hinkle, L. E. y P. J. Montiel (coord.) (1999), *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*, Oxford University Press, Estados Unidos,

- Hinkle L. E. y F. Nsengiyumva (1999a), "External Real Exchange Rates: Purchasing Power Parity, the Mundell-Fleming Model, and Competitiveness in Traded Goods", en Hinkle, L. E. y P. J. Montiel (coord.). *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*. Oxford University Press, Estados Unidos, pp. 41-112.
- Hinkle L. E. y F. Nsengiyumva (1999b), "The Three-Good Internal RER for Exports, Imports, and Domestic Goods", en Hinkle, L. E. y P. J. Montiel (coord.). *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*. Oxford University Press, Estados Unidos, pp. 113-174.
- Hinkle L. E. y F. Nsengiyumva (1999c), "The Two-Good Internal RER for Tradables and Nontradables", en Hinkle, L. E. y P. J. Montiel (coord.). *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*. Oxford University Press, Estados Unidos, pp. 175-2018.
- Isard, Peter (2007), "Equilibrium Exchange Rates: Assessment Methodologies", Working Paper No. 07/296, International Monetary Fund, Estados Unidos.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, Blackwell. Estados Unidos, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press, Reino Unido.
- Juselius, K (2006), *The cointegrated VAR model*, Oxford University Press, Reino Unido.
- Kia, Amir (2013), "Determinants of the real exchange rate in a small open economy: Evidence from Canada", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 23 (C), Elsevier. Países Bajos, pp. 163-178.
- Krugman, P. R. y L. Taylor (1978), "Contractionary effects of devaluation", *Journal of International Economics*, 8 (3), pp. 445-456.
- Krugman, P. R., M. Obstfeld y M. J. Melitz (2012), *Economía Internacional*, Pearson, España.
- Kuttner, Kenneth N. (2018), "Unconventional Monetary Policy in the Great Recession and Beyond", *The Journal of Economic Perspectives*, 32 (4), pp. 121-146.
- Lee, J., G. M. Milesi-Ferreti, J. Ostry, A. Prati y L. A. Ricci (2008), "Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies", *IMF*, occasional paper 261.
- Lustig, Nora (1995), "México y la crisis del peso: lo previsible y la sorpresa", *Revista Comercio Exterior*, pp. 374-382
- Lustig, Nora (1998), *Mexico: the remaking of an economy*, Brookings Institution Press, Estados Unidos de América
- MacDonald, Ronald (1995), "Long run exchange rate modeling: A survey of the recent evidence", *IMF Staff Papers*, 42 (3), International Monetary Fund, Estados Unidos, pp. 437-489.

- MacDonald, R. y L. A. Ricci (2003), "Estimation of the equilibrium real exchange rate for Southafrica", *South African Journal of Economics*, 72 (2), pp. 1-24.
- Montiel, P. J. y L. E. Hinkle (1999), "Exchange Rate Misalignment: An Overview", en Hinkle, L. E. y P. J. Montiel (coord.). *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*. Oxford University Press, Estados Unidos, pp. 1-32.
- Montiel, P. J. (1999), "The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research", en Hinkle, L. E. y P. J. Montiel (coord.). *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*. Oxford University Press, Estados Unidos, pp. 219-263.
- Montiel, P. J. (2002), "The long-run equilibrium real exchange rate: theory and measurement", en Wong, C. H., M. Khany y S.M. Nsouli (coord.). *Macroeconomic management: programs and policies*. International Monetary Fund, Estados Unidos, pp. 307-344.
- Müge, B. y T. Vural (2019), "Determinants of Turkish real effective exchange rates", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 73, pp. 151-158.
- Ozsoz, Emre y Mustapha Akinkunmi (2012), "Real exchange rate assessment for Nigeria: an evaluation of determinants, strategies for identification and correction of misalignments", *OPEC Energy Review*, 36 (1), OPEC Secretariat. Austria, pp. 104-123.
- Rogoff, K. (1996), "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, 43 (junio), American Economic Association. Estados Unidos, pp. 647-668.
- Solís, L. (1996), *Crisis económico-financiera 1997-1995*, El Colegio Nacional y Fondo de Cultura Económica, México D.F.
- Stockman, A. C. (1987), "The equilibrium approach to exchange rates", *Economic Review*, 73 (2), Federal Reserve Bank Richmond. Estados Unidos, pp. 12-30.
- Zedillo, E. (1992), "La experiencia entre 1973 y 1983 de la balanza de pagos y las perspectivas de crecimiento de México", en Bazdesch C., N. Bucay, S. Loaeza y N. Lustig, *México, auge, crisis y ajuste*, Fondo de Cultura Económica, México D.F., pp. 17-66.