

LOS DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL ENTRE MÉXICO Y EE.UU. UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

DETERMINANTS OF THE REAL EXCHANGE RATE BETWEEN MEXICO AND THE UNITED STATES. A COINTEGRATION ANALYSIS

M. Jesica Zavala-Pineda¹, J. Antonio Leos-Rodríguez^{2*}, J. María Salas-González³, M. Andrés López-Santiago⁴, Luis Gómez-Olivier⁵

¹Programa de Problemas Económico Agroindustriales del Centro de Investigaciones Económicas, Sociales y Tecnológicas de la Agroindustria y la Agricultura Mundial (CIESTAAM), de la Universidad Autónoma Chapingo. ²DICEA/CIESTAAM. (jleos45@gmail.com) ³Sociología Rural/CIESTAAM. ⁴URUZA. km 38.5. 56230. Chapingo, Estado de México.

RESUMEN

El Tipo de Cambio Real (TCR) es una variable macroeconómica que tiene implicaciones en el bienestar de un país por estar ligado a los precios externos, y se utiliza como herramienta de estabilización macroeconómica. En México hay pocos estudios con modelos analíticos que permitan la comprensión de los vínculos entre las variables que influyen en el comportamiento del TCR. En esta investigación se evaluó la capacidad explicativa de los Términos de Intercambio (TI), el Diferencial de Reservas (DR), el Diferencial de Productividad (DP) y el Precio del Petróleo (O) en el TCR entre México y EE.UU. El objetivo fue determinar a través del análisis econométrico el impacto de las variables fundamentales que afectan el comportamiento del TCR entre México y EE.UU. durante el periodo de 1980 a 2010, para proporcionar una base que permita una intervención gubernamental más acertada y contribuir a mejorar la alineación entre las políticas macroeconómica y sectorial. Variables reales se utilizaron en un modelo de función doble logarítmica (log-log o doble-log). Antes de especificar el modelo de regresión se analizó la importancia sobre el TCR de los TI, el DR, el DP y el O con la metodología de Engle-Granger y la prueba de causalidad de Granger. Los TI, el DR y el O fueron las variables que mostraron relación estable a largo plazo con el TCR. La estimación de los parámetros se realizó mediante mínimos cuadrados ordinarios, y el DR y el O fueron significativos; por cada punto porcentual que cambia el DR y el O, el TCR cambia en 0.85 % y 0.38 % ambos en una relación directa. La conclusión es que la política monetaria tiene impacto mayor en la determinación del TCR entre México y EE.UU.

ABSTRACT

The real exchange rate (RER) is a macroeconomic variable that has implications in the welfare of a country as it is the link to international prices, and it used as a tool for macroeconomic stabilization. In Mexico there are few studies using analytical models that allow understanding the links between the variables that influence the behavior of the RER. In this study we analyzed the explanatory power of the Terms of Trade (TOT), the Reserves Differential (RD), the Productivity Differential (PD) and Oil Prices (O) on the RER between Mexico and the United States. The objective was to determine through econometric analysis the impact of key variables that affect the behavior of the RER between Mexico and the US during the 1980-2010 period, that provide a basis for a more accurate government intervention and help to improve the alignment between macroeconomic and sectoral policies. We used real variables in a dual function logarithmic model (log-log or double-log). Before the specification of the regression model the importance on the RER of the TT, the RD, PD and O was analyzed following the Engle - Granger methodology and the Granger causality test. TT, RD and O were the variables that showed a stable long-term relationship with the RER. The parameter estimation was performed using ordinary least squares. The RD and O were significant; for each percentage point the RD and O change, the RER changed 0.85 % and 0.38 % each, both in direct relationship. We conclude that the monetary policy has a major impact on the RER determination of between Mexico and the USA.

Key words: Cointegration, productivity differential, reserves differential, real oil price, terms of trade.

* Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: junio, 2014. Aprobado: octubre, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 50: 493-509. 2016.

Palabras clave: Cointegración, diferencial de productividad, diferencial de reservas, precio real del petróleo, términos de intercambio.

INTRODUCCIÓN

La apertura comercial y la integración económica de México han crecido desde su ingreso al Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés) en 1986 y la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) en 1993. En 2013 el país tiene una red de 10 Tratados de Libre Comercio con 45 países, 30 Acuerdos para la Promoción y Protección Recíproca de las Inversiones y nueve acuerdos de alcance limitado (Acuerdos de Complementación Económica y Acuerdos de Alcance Parcial) en el marco de la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI). México exhibió en 2013 un grado de apertura comercial⁵ de 64 %, que al considerar el tamaño del PIB lo ubica como una de las economías más abiertas, superada únicamente por países relativamente pequeños.

A pesar de que en los 10 años recientes las compras provenientes de EE.UU. disminuyeron a una tasa media de crecimiento anual (TMCA) de 2 %, y las importaciones provenientes de China y Europa han aumentado a una TMCA de 10 % y 0.3 %, respectivamente en 2013 las relaciones comerciales de México fueron principalmente con EE.UU., con 82 % de sus exportaciones y 52 % de sus importaciones.

En el análisis del flujo comercial las exportaciones están estrechamente relacionadas con el crecimiento económico, y aunque el flujo no está altamente correlacionado con la recuperación de los ciclos económicos de los países industriales y semi-industriales, las exportaciones sí lo están bajo la hipótesis *export-led recoveries* (Feder, 1983; Prasad y Gable, 1998; Irwin y Terviö 2002; Tekin, 2012). Debido a que el sector agropecuario está constituido por productos altamente intercambiables y a la gran apertura comercial que México ha experimentado en los 15 años recientes, el TCR cobra importancia como variable de análisis para el desarrollo sectorial.

El TCR es un precio relativo y como tal no está bajo el control directo de las autoridades, pero hay varias políticas macroeconómicas y sectoriales que lo afectan (Sadoulet y De Janvry, 1995); por lo tanto,

INTRODUCTION

Trade liberalization and economic integration of Mexico have grown since they joined the General Agreement on Tariffs and Trade (GATT) in 1986 and the North American Free Trade Agreement (NAFTA) in 1993. In 2013 the country had a network of 10 Free Trade Treaties with 45 countries, 30 agreements for the Promotion and Reciprocal Protection of Investments and nine Agreements of Limited Scope (Economic Complementation Agreements and Partial Scope Agreements) under the Latin American Integration Association (ALADI). Mexico in 2013 had a degree of commercial openness of 64 %. So when the GDP size is considered it ranks as one of the world's most open economies, only exceeded by relatively small countries.

Although in the recent 10 years, purchases from the US have declined at an average annual growth rate (AAGR) of 2 %, and imports from China and Europe have increased at an AAGR of 10 % and 0.3 % each; in 2013 Mexico's trade relations were mainly with the US, totaling 52 % of its imports and 82 % of its exports.

In the trade flow analysis exports are closely related to economic growth, although the flow is not highly correlated with the recovery of the economic cycles of the industrial and semi-industrial countries, exports are under the assumption of the *export-led recoveries hypothesis* (Feder, 1983; Prasad and Gable, 1998; Irwin and Terviö 2002; Tekin, 2012). Because the agricultural sector is made up of highly traded products and the large trade liberalization that Mexico has experienced in recent 15 years, the RER has become an important variable for the analysis of sector development.

The RER is a relative price and as such is not under direct control of the authorities, but there are several macroeconomic and sectoral policies that affect it (Sadoulet and De Janvry, 1995); therefore, it can be influenced through policy measures. Eichengreen (2008) stated that these should be focus on promoting a stable environment and the alignment of macroeconomic policy with sectoral objectives.

Studies on the determination of the exchange rate recognize its importance in the economy. The

⁵Calculado con base en UNCTAD y WTO (2012).

puede ser influenciado a través de las medidas de política. Eichengreen (2008) afirmó que éstas deben enfocarse a la promoción de un ambiente de estabilidad y a la alineación de la política macroeconómica con los objetivos sectoriales.

Los estudios sobre la determinación del tipo de cambio reconocían su importancia en la economía. El artículo de Schuh (1974) permitió considerar la función de la tasa de cambio como variable fundamental explicatoria de los flujos comerciales, especialmente los agropecuarios, y se destacó que el tipo de cambio desempeña una función fundamental en el desarrollo del comercio internacional primordialmente el agrícola, en la valoración de los recursos y en la distribución de los beneficios del progreso económico entre consumidores y productores dentro de una economía.

El tipo de cambio es la influencia más poderosa sobre los precios relativos de la economía y sus efectos en los precios agrícolas reales sobrepasan los de otros tipos de intervención en los precios (establecimiento de precios máximos y mínimos), además es uno de los instrumentos principales usados para la estabilización macroeconómica (Sadoulet y De Janvry, 1995). Una razón por la cual el sector agrícola es más susceptible a la variabilidad del tipo de cambio es que está conformado por productos altamente intercambiables o que son sustitutos cercanos respecto a la producción o el consumo de productos de exportación o importación (Norton, 2004).

No obstante la pérdida de importancia relativa de las exportaciones agrícolas, éstas son relevantes en términos regionales, en el mercado laboral y en la reactivación de la demanda interna. El sector agroalimentario tiene el mejor desempeño, con tasas de crecimiento positivas aun en periodos de crisis, lo cual manifiesta el alto potencial de dicho sector.

Hay varios estudios sobre el tipo de cambio en México enfocados en su predictibilidad y manejo (Loría, 2003; Bahmani-Oskooee y Hegerty, 2009; Loría *et al.*, 2010; Ramírez y Arreola, 2013). Sin embargo, no se ha elaborado un modelo estructural del tipo de cambio, que indique las variables fundamentales que determinan su comportamiento.

Entre las variables más referidas en los estudios con modelos econométricos con aplicación predictiva del tipo de cambio están los flujos de capital (Rozo, 1997), el tipo de interés (Clarida y Waldman, 2007; Engel *et al.*, 2007; Chaboud *et al.*, 2008; Chen

article by Schuh (1974) allowed considering the role of the exchange rate as a fundamental variable to explain commercial flux, especially the agricultural. They stressed that the exchange rate plays a key role in the development of international trade, primarily agricultural, in the resources assessment and the distribution of the benefits of economic progress between consumers and producers within an economy.

The exchange rate is the most powerful influence on the relative prices of the economy and its effects on real agricultural prices exceed those of other types of price intervention (setting maximum and minimum prices), it is also one of the main instruments used for macroeconomic stabilization (Sadoulet and De Janvry, 1995). One reason why agriculture is most susceptible to the exchange rate variability is that its products are highly traded or that are close substitutes regarding production or consumption of export or import products (Norton, 2004).

Despite the decline in the relative importance of agricultural exports, these are relevant in regional terms, in the labor market and the restart of the domestic demand. The agroindustry has the best performance, showing positive growth rates even during times of crisis, which shows the high potential of this sector.

There are several studies on the exchange rate in Mexico, these are focused on predictability and management (Loría, 2003; Bahmani-Oskooee and Hegerty, 2009; Loría *et al.*, 2010; Ramírez and Arreola, 2013). However, a structural model of the exchange rate indicating the fundamental variables that determine their behavior has not been developed.

Among the most mentioned variables in studies with econometric models with predictive application of the exchange are: capital flows (Rozo, 1997), interest rate (Clarida and Waldman, 2007; Engel *et al.*, 2007; Chaboud *et al.*, 2008; Chen and Tsang, 2010) and monetary aggregates (Don and Lee, 1987; Loría *et al.*, 2010; Bahmani, 2011).

The studies on the exchange rate determination have used real and nominal variables, highlighting the PD as an explanatory value (Miyakoshi, 2003; Choudhri and Khan, 2005; Guo, 2010); the differential in the interest rates, associated to the volatility of the exchange rate (Miyakoshi, 2003; Bagchi *et al.*, 2004; Chen, 2006); TI cointegrated with the RER (Bagchi *et al.*, 2004; Aizenman and

y Tsang, 2010) y los agregados monetarios (Don y Lee, 1987; Loría *et al.*, 2010; Bahmani, 2011).

Los estudios sobre la determinación del tipo de cambio se han utilizado variables reales y nominales, destacan por su valor explicativo, el DP (Miyakoshi, 2003; Choudhri y Khan, 2005; Guo, 2010); el diferencial de las tasas de interés, asociándolo a la volatilidad del tipo de cambio (Miyakoshi, 2003; Bagchi *et al.*, 2004; Chen, 2006); los TI que están cointegrados con el TCR (Bagchi *et al.*, 2004; Aizenman y Riera-Crichton, 2008; Bleaney y Francisco, 2010); el O, con el argumento de que un aumento de esta variable conducirá a una depreciación significativa de las monedas de los países importadores netos de petróleo con respecto a las monedas de los países exportadores netos de petróleo (Chen y Chen, 2007; Korhonen y Juurikkala, 2009; Lizardo y Mollick, 2010); las reservas internacionales, que muestran un efecto importante sobre todo en economías en desarrollo, donde éstas amortiguan el impacto de los TI en el TCR observando una relación directa entre dichas variables (Wang y Dunne, 2003; Aizenman y Riera-Crichton, 2008); y los flujos de capital que muestran un efecto importante sobre todo en economías en desarrollo (Aizenman y Riera-Crichton, 2008).

En la búsqueda de las variables que determinan el tipo de cambio a través del estudio del comportamiento longitudinal de series de tiempo se usan diversas metodologías: 1) enfoque de cambio de Markov (Chen, 2006), 2) los sistemas de análisis mediante modelos autorregresivos (Golberg y Frydman, 1996; Faust *et al.*, 2007; Fang *et al.*, 2009), 3) análisis espectral (Grossmann y Orlov, 2012), y 4) cointegración (Kim, 2003). Los resultados dependen de las características de cada país estudiado, el grado de liberalización y dependencia comercial, la especialización, importancia relativa de cada sector productivo y políticas gubernamentales.

Ramírez y Arreola (2013) indicaron que las series de tiempo del tipo de cambio mexicano no pueden ser analizadas con modelos de la familia Modelo Generalizado de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva (GARCH, por sus siglas en inglés) debido a la irreversibilidad de dicha variable en el tiempo. Este tipo de modelos es válido con estructuras univariadas y en el estudio del impacto de un tratamiento. No obstante, desde una perspectiva teórica es más apropiado, sobre todo para modelos multivariados, el sistema de modelado dinámico que incluye el análisis de cointegración (Rosel *et al.*, 1999).

Riera-Crichton, 2008; Bleaney and Francisco, 2010); the O, arguing that an increase of this variable will lead to significant depreciation of currencies of net oil-importing countries in relation to the currencies of net oil-exporting countries (Chen and Chen, 2007; Korhonen and Juurikkala, 2009; Lizardo and Mollick, 2010); international reserves, which show a significant effect in developing economies, where they ease the TT impact on the RER, observing a direct relationship between these variables (Wang and Dunne, 2003; Aizenman and Riera-Crichton, 2008); and capital flows which show a significant effect, especially in developing economies (Aizenman and Riera-Crichton, 2008).

In the search of the variables that determine the exchange rate through the study of the longitudinal behavior of time series, different methodologies are used: 1) Markov focus shift (Chen, 2006), 2) analysis systems by autoregressive models (Goldberg and Frydman, 1996; Faust *et al.*, 2007; Fang *et al.*, 2009), 3) spectral analysis (Grossmann and Orlov, 2012), and 4) co-integration (Kim, 2003). The results depend on the characteristics of each studied country, the degree of liberalization and trade dependence, specialization, relative importance of each productive sector and government policies.

Ramírez and Arreola (2013) indicated that the time series of the Mexican exchange rate cannot be analyzed with generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models (GARCH) due to the irreversibility of this variable in time. These kinds of models are valid with univariate structures and in the study of the impact of a treatment. However, from a theoretical perspective it is more appropriate, especially for multivariate models, the dynamic modeling system including cointegration analysis (Rosel *et al.*, 1999).

Cointegration techniques in the study of the exchange rate were used by Baillie and Selover (1987), Kim and Mo (1995), Kim (2003) and Bagchi *et al.* (2004), highlighting its use in forecasting. In our study, a multivariate model that used series that, in theory and empirically are important in determining the RER between Mexico and the US, was utilized and using the cointegration techniques, specifically the methodology of Engle-Granger (1987), for the the econometric model.

This study was conducted under the assumption that the RER is influenced by TT, the RD, PD and O. The objective was to determine through the

Las técnicas de cointegración en el estudio del tipo de cambio fueron usadas por Baillie y Selover (1987), Kim y Mo (1995), Kim (2003) y Bagchi *et al.* (2004) y destaca su uso para pronóstico. En nuestro estudio se utilizó un modelo multivariado usando series que teórica y empíricamente son importantes para determinar el TCR México-EE.UU., utilizando las técnicas de cointegración, específicamente la metodología de Engle-Granger (1987), para el modelo econométrico.

La presente investigación se desarrolló bajo la hipótesis de que el TCR está influenciado por los TI, el DR, el DP y el O. El objetivo fue determinar a través del análisis econométrico el impacto de las variables fundamentales que afectan el comportamiento del TCR entre México y EE.UU. para proporcionar una base que permita una intervención gubernamental más acertada.

MATERIALES Y MÉTODOS

Dadas las características estructurales de la economía de México, se eligieron las siguientes variables: TI porque evidencian la situación bajo la cual se desarrollan los flujos comerciales; DR porque el régimen cambiario de México no es completamente flexible; DP porque señala la eficiencia en la utilización de los recursos; y O por su importancia en la economía de México.

Para el estudio se utilizaron datos anuales del periodo de 1980 a 2010, durante el cual la política cambiaria del país tuvo un gran dinamismo abarcando la etapa final del modelo Industrialización por Sustitución de Importaciones (ISI) y el comienzo de la liberalización comercial desde la década de 1990.

La construcción de la base de datos usó información oficial: Banco de México (Banxico), Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), Secretaría de Economía (SE) Banco Mundial (BM), Bureau of Economic Analysis y Bureau of Labor Statistics (BLS). Las series usadas fueron: la tasa de cambio nominal (pesos por dólar) obtenida de la serie histórica diaria del tipo de cambio peso-dólar de Banxico; el índice nacional de precios al consumidor (INPC) base 2005 para México y EE.UU. construida con información de la consulta en línea de INEGI y de las series específicas de datos del BM, respectivamente; los índices de precios de las exportaciones y las importaciones con base 2005; el PIB para México y EE.UU. a precios del 2005 y sin desestacionalizar; el monto de las reservas totales de México y EE.UU., todos obtenidos del BM; la población económicamente activa (PEA), para EE.UU. de la base de datos del BLS y para datos de México se consultaron las estadísticas históricas publicadas por el INEGI;

econometric analysis the impact of key variables that affect the behavior of the RER between Mexico and the US to provide the basis for successful government intervention.

MATERIALS AND METHODS

Given the structural characteristics of the Mexican economy, the following variables were chosen: TT because they show the situation under which trade flows develops; RD because Mexico's exchange rate regime is not completely flexible; PD because it indicates the efficiency of resources usage; and O for its importance in the economy of Mexico.

For this study, annual data from 1980 to 2010 was used, period during which the exchange rate policy of Mexico had great dynamism. This period include the final stage of the industrialization Imports Substitution Model (ISI) and the beginning of trade liberalization in the 1990s.

The construction of the database used official information: Banco de Mexico (Banxico), National Institute of Statistics and Geography (INEGI), Ministry of Economy (SE) World Bank (WB), Bureau of Economic Analysis and Bureau of Labor Statistics (BLS). The series used were: the nominal exchange rate (pesos per dollar) obtained from historical daily exchange rate series peso-dollar from Banxico; the national consumer price index (CPI) 2005 for Mexico and the US built with information from the online consultation from INEGI and specific data series BM, respectively; price indices of exports and imports with based on 2005; GDP for Mexico and the US at 2005 prices and not seasonally adjusted; the amount of total reserves of Mexico and the US, all obtained from the BM; the economically active population (EAP) for US was that from the BLS database and the data for Mexico were the historical statistics published by the INEGI; and oil prices (Mexican crude and WTI) obtained by an electronic request at the website of the Mexican Geological Service of the Ministry of Economy.

Definition of variables

Real Exchange Rate (RER). It is the relative price relationship between the external prices level ($IPC_{EUA,t}$) and the level of domestic prices ($IPC_{Mx,t}$) adjusted by the nominal exchange rate (NER). This definition is used mainly in empirical studies by international agencies and the central banks of each country and can be seen as a measure of the deviation of the exchange rate respect to the exchange rate of the purchasing power parity (PPP). When this kind of definition is used a reference to two types of currency or a basket of currencies is made.

y los precios del petróleo (mezcla mexicana y WTI) obtenidos mediante una solicitud electrónica en la página de internet del Servicio Geológico Mexicano de la Secretaría de Economía.

Definición de variables

Tipo de Cambio Real (TCR). Es la relación de precios relativos entre el nivel de precios externos ($IPC_{EUA,t}$) y el nivel de precios internos ($IPC_{Mx,t}$) ajustado por el tipo de cambio nominal (TCN). Esta definición se usa sobre todo en trabajos empíricos, por los organismos internacionales y por los bancos centrales de cada país, y puede ser vista como una medida de las desviaciones del tipo de cambio con respecto al tipo de cambio de paridad de poder adquisitivo (PPP). Cuando se emplea este tipo de definición se hace referencia a dos tipos de monedas o a una canasta de monedas.

$$TCR = TCN \left(\frac{IPC_{EUA,t}}{IPC_{Mx,t}} \right) \quad (1)$$

Términos de Intercambio (TI). Es la relación entre los precios relativos mundiales de los bienes que un país exporta (P_x) y el precio de los bienes de importación (P_m), un aumento en TI revela una mejoría para el país exportador y un aumento en el bienestar, pero una caída en TI, llamada deterioro de los términos de intercambio, reduce el bienestar del país.

$$TI = \frac{P_{x,t}}{P_{m,t}} \quad (2)$$

Diferencial de Productividad (DP). La relación entre la cantidad de productos obtenida por un sistema productivo y los recursos utilizados para generarla. El diferencial de productividad estará dado por la ecuación 3.

$$DP = \frac{Y_{Mx,t} / N_{Mx,t}}{Y_{EUA,t} / N_{EUA,t}} \quad (3)$$

donde Y corresponde al PIB (millones de dólares) y N es la población económicamente activa (PEA, en millones de personas).

Diferencial de Reservas (DR). Según el BM (2013), las reservas comprenden las tenencias de oro monetario, derechos especiales de giro, reservas de los miembros del Fondo Monetario Internacional (FMI) que mantiene el mismo organismo y tenencias de divisas bajo el control de autoridades monetarias. Así, DR está definido como:

$$RER = NER \left(\frac{IPC_{USA,t}}{IPC_{Mx,t}} \right) \quad (1)$$

Terms of Trade (TT). It is the relationship between global relative prices of the goods a country exports (P_x) and the price of goods of importation (P_m), an increase in the TT reveals an improvement for the exporting country and an increase in the welfare, but a drop in TT, called deterioration of the terms of trade, reduce the country's welfare.

$$TT = \frac{P_{x,t}}{P_{m,t}} \quad (2)$$

Productivity differential (PD). The relationship between the amount of products obtained from a productive system and resources used to generate it. The productivity gap is given by Equation 3

$$PD = \frac{Y_{Mx,t} / N_{Mx,t}}{Y_{USA,t} / N_{USA,t}} \quad (3)$$

where Y corresponds to GDP (million dollars) and N is the economically active population (PEA, in millions of people).

Reserves differential (RD). According to the World Bank (2013), reserves comprise holdings of monetary gold, special drawing rights, reserves from the members of the International Monetary Fund (IMF) that maintains institution and currency holdings under monetary authorities control. Thus, RD is defined as:

$$RD = \frac{R_{Mx,t} / Y_{Mx,t}}{R_{USA,t} / Y_{USA,t}} \quad (4)$$

where R is the total reserves and Y is GDP (millions of dollars).

Oil prices (O). A simple price index was constructed, with the historical prices for the Mexican crude and the WTI (West Texas Intermediate).

The model used to estimate parameters was constructed with a double logarithm because it allows an elasticity analysis that is helpful in the process of government intervention, and is defined as:

$$DR = \frac{R_{MX,t} / Y_{MX,t}}{R_{EUA,t} / Y_{EUA,t}} \quad (4)$$

donde R son las reservas totales y Y es el PIB (millones de dólares).

Precio del petróleo (O). Se construyó un índice de precios simple, con los precios históricos de la mezcla mexicana y el WTI (West Texas Intermediate).

El modelo utilizado para la estimación de los parámetros fue con doble logaritmo ya que permite un análisis de elasticidades muy útil en el proceso de intervención gubernamental, y está definido así:

$$\ln TCR_t = \beta_0 + \beta_1 \ln TI_t + \beta_2 \ln DP_t + \beta_3 \ln DR_t + \beta_4 \ln O_t + u_t \quad (5)$$

donde TCR_t es el tipo de cambio real (pesos por dólar de EE.UU.), TI_t son los términos de intercambio, DP_t es el diferencial de productividad, DR_t es el diferencial de reservas, O_t es el precio real del petróleo, y u_t es el término de error.

Un aumento en la relación de intercambio, cuando el precio de exportación es superior al precio de importación *ceteris paribus*, indica que las importaciones resultan más baratas y esto implica la apreciación del TCR. Por lo tanto, se espera que $\beta_1 < 0$ (Bagchi *et al.*, 2004). La hipótesis Balassa-Samuelson (BS) implica que un aumento de la diferencia de productividad dará lugar a la apreciación del TCR y, por lo tanto, se espera que $\beta_2 < 0$ (Choudhri y Khan, 2005; Guo, 2010). Un aumento en las reservas internacionales dará lugar a la apreciación del TCR, pero un aumento de la deuda también dará lugar a la apreciación del TCR; por lo tanto, podría ser que $\beta_3 > 0$ o bien $\beta_3 < 0$ (Aizenman y Riera-Crichton, 2008). Aquí se espera que $\beta_3 > 0$ ya que de acuerdo al artículo 34 de la Ley del Banco de México, la principal fuente de divisas que conforman la reserva internacional procede de los dólares que Petróleos Mexicanos (oferente neto de divisas) enajena al Banco de México por su balanza comercial superavitaria. Un aumento en el precio del petróleo se traducirá en TI más favorables para el país exportador neto de petróleo. México es una economía exportadora neta de petróleo; por lo tanto, se espera que $\beta_4 < 0$ (Chen y Chen, 2007; Lizardo y Mollick, 2010).

La prueba de Chow (1960) se realizó para probar estabilidad paramétrica en los datos, tomando en cuenta la historia cambiaria de México, y se consideraron los siguientes tres periodos: 1) en 1982 fue la segunda crisis cambiaria, la primera fue en 1976 y queda fuera del objeto de estudio; 2) de 1982 a 1988 hay un periodo de manejo del tipo de cambio en el modelo ISI; y 3) la última devaluación de diciembre de 1994.

$$\ln RER_t = b_0 + b_1 \ln TT_t + b_2 \ln PD_t + b_3 \ln RD_t + b_4 \ln O_t + u_t \quad (5)$$

where RER_t is the real exchange rate (pesos per US dollar), TT are the terms of trade, PD_t is the productivity differential, RD_t is the reserves differential, O_t is the real oil price, and u_t is the error term.

An increase in terms of trade, when the export price exceeds the price of imports *ceteris paribus*, this indicates that imports are cheaper and this involves the appreciation of the RER. Therefore, it is to be expected that $\beta_1 < 0$ (Bagchi *et al.*, 2004). The Balassa-Samuelson (BS) hypothesis implies that an increase in the productivity gap will lead to the appreciation of the real exchange rate and, therefore, is expected that $\beta_2 < 0$ (Choudhri and Khan, 2005; Guo, 2010). The increase in the international reserves will lead to the appreciation of the RER, but an increase in debt will also lead to the appreciation of the RER; therefore, it could be that $\beta_3 > 0$ or $\beta_3 < 0$ (Aizenman and Riera-Crichton, 2008). Here, it is expected that $\beta_3 > 0$ because according to Article 34 of the Law of the Banco de México, the main source of foreign exchange that make up the international stockpile are dollars from Petróleos Mexicanos (net supplier currency) alienates the Bank of Mexico for its surplus trade balance. An increase in oil prices will result in more favorable TI for net oil exporter countries. Mexico is a net oil-exporting economy; therefore, it is expected that $\beta_4 < 0$ (Chen and Chen, 2007; Lizardo and Mollick, 2010).

The Chow test (1960) was performed to test parametric stability in the data, taking into account the Mexican exchange rate history, and the following three parameters were considered: 1) the second foreign exchange crisis in 1982, the first in 1976 which falls outside the scope of study; 2) from 1982 to 1988 there is a period of exchange rate management in the ISI model; and 3) the last devaluation in December 1994.

According to the Chow test, the data up to 1994 is statistically different, with an $F_c = 19.61$ for the critical F value with 2 and 30 degrees of freedom at 1 % is of 5.39; therefore, the null hypothesis of parametric stability is rejected and it is concluded that the regressions are different, in which case the joint regression is of dubious value. In the other analyzed periods the regressions were not statistically different, which was also included as a key variable in estimating the model, a dummy variable that differentiates the data from 1980 to 1993 and from 1994 to 2010, zero for the period from 1980 to 1993 and one for the rest, in order to capture the influence of the devaluation of the Mexican peso in 1994.

In order to achieve the stated objective the Engle - Granger cointegration approach (1987) was used with the following procedure: 1) the Integration Order (OI) of each of the variables in the model was determined, given that the analysis under this

De acuerdo con la prueba de Chow, son estadísticamente diferentes los datos con corte al año de 1994, con un $F_{c}=19.61$ para el valor crítico F con 2 y 30 gl al 1 % es de 5.39; por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de estabilidad paramétrica y se concluye que las regresiones son diferentes, en cuyo caso la regresión conjunta es de dudoso valor. En los otros periodos analizados las regresiones no fueron estadísticamente diferentes, por lo cual también se incluyó como una variable determinante en la estimación del modelo una variable dummy que diferencia los datos de 1980 a 1993 y 1994 a 2010, cero para el periodo de 1980 a 1993 y uno para el resto, con el fin de captar la influencia de la devaluación del peso mexicano en 1994.

Para alcanzar el objetivo planteado se utilizó el enfoque de cointegración de Engle-Granger (1987) con el siguiente procedimiento: 1) el Orden de Integración (OI) de cada una de las variables del modelo, se determinó dado que el análisis bajo este enfoque se realiza en pares de variables y que es necesario que éstas sean estacionarias de orden $I(1)$ y que cualquier combinación lineal entre ellas lo sea también $I(1)$, se contrastó la variable dependiente con cada una de las variables independientes para determinar aquellas relaciones que cumplieran la condición de integración y de orden; 2) la relación funcional a largo plazo se especificó y estimó, verificando que los residuos fueran integrados de orden $I(0)$ para poder determinar la existencia de una relación estable a largo plazo; 3) el modelo de corrección de errores se estimó.

Con el fin de determinar precedencia de las variables se realizó la prueba de causalidad de Granger (1969); finalmente se realizó la estimación de los parámetros del modelo propuesto mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Para el análisis de estacionariedad de las series se utilizaron los correlogramas y la prueba de Dickey – Fuller Aumentada (ADF, por sus siglas en inglés) (Dickey y Fuller, 1979) con los valores críticos de Mackinnon (1996), cuya hipótesis nula dice que existe raíz unitaria, es decir, la serie no es estacionaria. La ADF es un número negativo, mientras más negativo sea el estadístico ADF (con respecto a los valores críticos) más fuerte será el rechazo de la hipótesis nula (Gujarati y Porter, 2010).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

De acuerdo con la inspección gráfica de los datos para el periodo 1980 a 2010 (Figura 1 y Figura 2) se distinguió un periodo de corte en 1994 a partir del cual las series del TCR, del DR, del DP y de los TI mostraron variaciones más pequeñas; sin embargo, aún conservan tendencia a través del tiempo, lo cual indica que poseen raíz unitaria, el O pareciera ser una serie estacionaria, los TI son la única variable que muestra una tendencia decreciente.

approach is performed on pairs of variables and these need to be stationary in order $I(1)$ and that any linear combination thereof as is also $I(1)$, the dependent variable was contrasted to each of the independent variables to determine those relationships that meet the condition of integration and order; 2) the long-term working relationship was specified and estimated verifying that the residuals were integrations of order $I(0)$ in order to determine the existence of a stable long-term relationship; 3) the error correction model was estimated.

In order to determine the precedence of the variables the Granger causality test (1969) it was performed; finally, the estimation of the model parameters was performed using ordinary least squares (OLS). For the series analysis of stationarity the correlograms and the augmented Dickey - Fuller test (ADF) (Dickey and Fuller, 1979) were used with the Mackinnon critical values (1996), whose null hypothesis states that there is a unitarian root exist, that is to say, the series is not stationary. The ADF is a negative number, the more negative the ADF statistic is (respect to the critical value) the stronger the rejection of the null hypothesis (Gujarati and Porter, 2010).

RESULTS AND DISCUSSION

According to the graphical inspection of the 1980-2010 period data (Figure 1 and Figure 2) a cutoff period was distinguished in 1994 from which the RER series, the PD, RD and TT showed smaller variations; however, still maintain a tendency over time, indicating that they possess a unitary root. O appears to be a stationary series. The TT is the only variable that shows a downward trend.

Tests on stationarity reveal that the Q^6 statistics are significant ($\alpha=0.001$) and the absolute value of the ADF statistics that are lower than any of the critical values of Mackinnon (1996), which forces to reject the null hypothesis that the RER, PD, RD, TT, O series are stationary. Therefore, the series possess unitary root in levels (Table 1).

Based on the non-stationarity of the data, it is not possible to estimate the parameters of the proposed model with the original series, because the estimated results could show spurious relationships. Therefore, the order of integration of each variable (Table 1), which indicates the number of times a time series has to be to distinguish to become a stationary series. In this way, a time series is integrated of order d , written $I(d)$, if after differentiate it d times becomes stationary (Gujarati and Porter, 2010).

The process of differentiation for each series is expressed as follows:

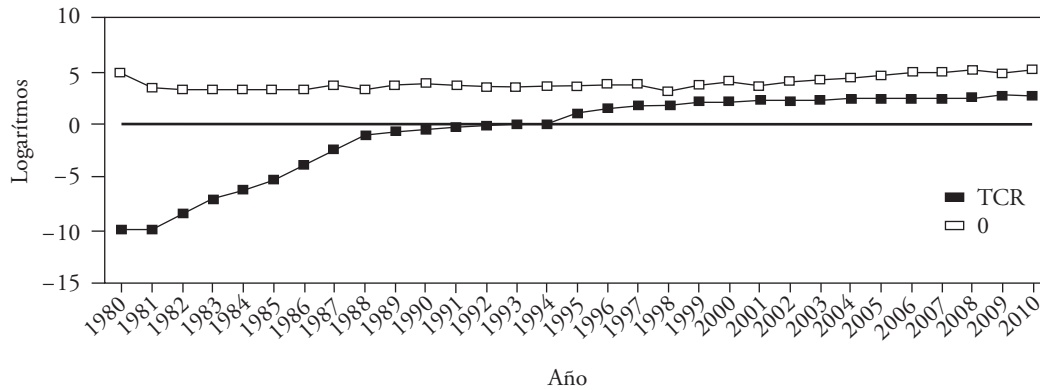


Figura 1. Cambio (expresado en logaritmos) del tipo de cambio real (TCR) entre México y EE.UU. y del precio del petróleo (O).
Fuente: Elaboración propia.

Figure 1. Change (expressed in logarithms) of the real exchange rate (RER) between Mexico and the USA and the oil price (O).
Source: Compiled by authors.

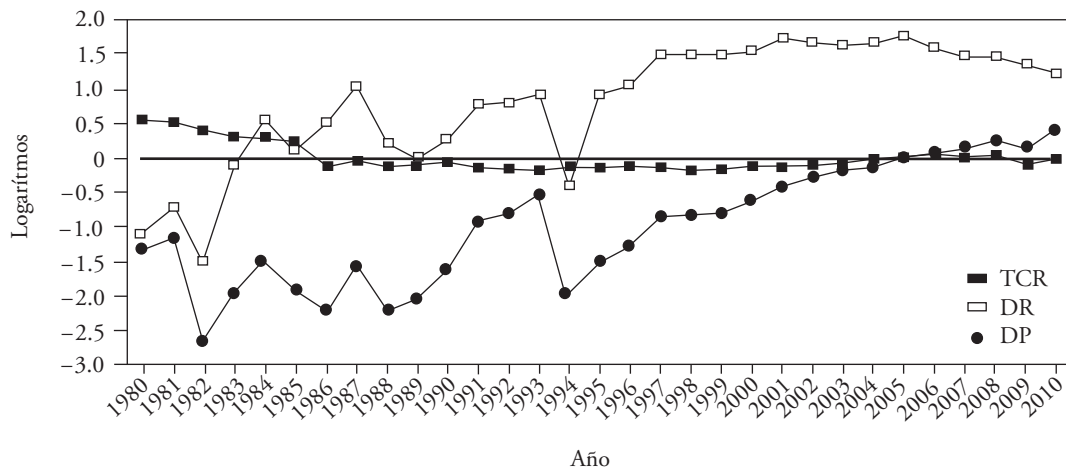


Figura 2. Cambio (expresado en logaritmos) de los Términos de Intercambio (TI), el Diferencial de la Productividad (DP) y el Diferencial de Reservas (DR) entre México y EE.UU.

Fuente: Elaboración propia.

Figure 2. Change (expressed in logarithms) of the Terms of Exchange (TI), the Differential of the Productivity (DP) and the Differential of Reserves (DR) between Mexico and the USA.

Source: Compiled by authors.

Las pruebas sobre estacionariedad revelan que los estadísticos Q^6 son significativos ($\alpha=0.001$), así como el valor absoluto de los estadísticos ADF que son menores que cualquiera de los valores críticos de MacKinnon (1996), lo cual obliga a rechazar las hipótesis

$$\begin{aligned}\Delta RER_t &= RER_t - RER_{t-1} \\ \Delta PD_t &= PD_t - PD_{t-1} \\ \Delta RD_t &= RD_t - RD_{t-1} \\ \Delta TI_t &= TI_t - TI_{t-1} \\ \Delta O_t &= O_t - O_{t-1}\end{aligned}$$

⁶El estadístico Q (Box y Pierce, 1970), se define como: $Q = n \sum_{k=1}^m \hat{p}_k^2$, en donde p_k es la función de autocorrelación en el rezago k , n es

el tamaño de muestra y m la longitud del rezago. El estadístico Q se usa para probar si una serie de tiempo es de ruido blanco. En una aplicación, si la Q calculada excede el valor de Q crítico de la distribución ji cuadrada en el nivel de significancia seleccionado, se rechaza la hipótesis nula de que todos los p_k son iguales a cero.

nulas que establecen que las series TCR, DP, DR, TI, O son estacionarias. Por lo tanto, las series en niveles poseen raíz unitaria (Cuadro 1).

Con base en la no estacionariedad de los datos, no es posible realizar la estimación de los parámetros del modelo propuesto con las series originales, porque los resultados estimados podrían mostrar relaciones espurias. Por lo tanto, se determinó el orden de integración de cada variable (Cuadro 1), el cual indica el número de veces que se debe diferenciar una serie de tiempo para convertirla en una serie estacionaria. Así una serie de tiempo está integrada de orden d , escrita $I(d)$, si después de diferenciarla d veces se convierte en estacionaria (Gujarati y Porter, 2010).

El proceso de diferenciación para cada serie queda expresado de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}\Delta TCR_t &= TCR_t - TCR_{t-1} \\ \Delta DP_t &= DP_t - DP_{t-1} \\ \Delta DR_t &= DR_t - DR_{t-1} \\ \Delta TI_t &= TI_t - TI_{t-1} \\ \Delta O_t &= O_t - O_{t-1}\end{aligned}$$

Los resultados de estas pruebas para las series originales y para sus primeras diferencias, están en el Cuadro 1 donde se muestra evidencia para afirmar que todas las series son no estacionarias de orden uno $I(1)$.

Según Gujarati y Porter (2010), dos o más series de tiempo que son no estacionarias de orden $I(1)$ están cointegradas si existe una combinación lineal de esas series que sea estacionaria o de orden $I(0)$. El vector de coeficientes que crean esta serie estacionaria es el vector cointegrante. Dado que todas las series fueron integradas de orden $I(1)$, es posible inspeccionar sobre la cointegración por pares entre TCR y TI, DR, DP y O; se establecieron la relaciones de equilibrio a largo plazo, se especificaron y estimaron las siguientes funciones estáticas del TCR a largo plazo:

$$\begin{aligned}TCR_t &= \alpha_0 + \alpha_1 TI_t + u_{2,t} \\ TCR_t &= \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + u_{2,t} \\ TCR_t &= \alpha_0 + \alpha_1 DP_t + u_{2,t} \\ TCR_t &= \alpha_0 + \alpha_1 O_t + u_{2,t}\end{aligned}$$

La relación de largo plazo entre cada par de variables se examinó usando la prueba de raíz unitaria ADF sobre el término error $u_{2,t}$ de la siguiente manera:

Cuadro 1. Resultados de la prueba para raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada (ADF).

Table 1. Results of Augmented Dickey-Fuller (ADF) unitary root test (ADF).

Variable	Estadístico t^1	Orden de integración
Log TCR	-3.141	
Δ Log TCR	-4.016**	I(1)
Log TI	-2.12	
Δ Log TI	-5.902***	I(1)
Log O	-1.265	
Δ Log O	-7.350***	I(1)
Log DR	-1.190	
Δ Log DR	-4.646***	I(1)
Log DP	2.279	
Δ Log DP	-5.144***	I(1)

¹Valores críticos τ de Mackinnon (1996). ** $\alpha=0.05$; *** $\alpha=0.01$

♦ Critical Mackinnon τ values (1996). *** $\alpha=0.01$

Fuente: Elaboración propia a partir de resultados de las pruebas estadísticas ♦ Source: Compiled from the results of the statistical tests.

The results of these tests, both the original series and their first differences are in (Table 1), where evidence is shown to affirm that all series are non-stationary of order one $I(1)$.

According Gujarati and Porter (2010), two or more time series that are non-stationary of order $I(1)$ are cointegrated if a linear combination exist that is stationary or of order $I(0)$. The vector of coefficients that create this stationary series is the cointegrating vector. Since all series were integrations of order $I(1)$, it is possible to inspect on the paired cointegration between RER and TT, PD, RD and O; the long-term equilibrium relations were established. The following long term RER static functions were specified and estimated:

$$\begin{aligned}RER_t &= \alpha_0 + \alpha_1 TT_t + u_{2,t} \\ RER_t &= \alpha_0 + \alpha_1 RD_t + u_{2,t} \\ RER_t &= \alpha_0 + \alpha_1 PD_t + u_{2,t} \\ RER_t &= \alpha_0 + \alpha_1 O_t + u_{2,t}\end{aligned}$$

The long-term relationship between each pair of variables was examined using the unitary root test ADF on the error term $u_{2,t}$ as follows:

$$u_{2,t} = \rho u_{2,t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i u_{2,t-i} + u_{3,t}$$

$$u_{2,t} = \rho u_{2,t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i u_{2,t-i} + u_{3,t}$$

La hipótesis nula H_0 : no estacionariedad de la perturbación ($H_0: \rho=0$), es probada contra la hipótesis alternativa H_1 : estacionariedad ($H_a: \rho<0$) a través del estadístico t para ρ .

La inspección gráfica sugiere que los residuos son estacionarios, es decir, con un orden de integración $I(0)$, excepto para la relación de largo plazo entre el TCR y DP (Figura 3, 4, 5 y 6), lo que fue corroborado por los estadísticos de la prueba ADF (Cuadro 2). Por lo tanto, las series analizadas tienden a un equilibrio de largo plazo con TCR a excepción de la serie DP.

The null hypothesis H_0 : non-stationarity of the disturbance ($H_0: \rho=0$), is tested against the alternative hypothesis H_1 : stationary ($H_a: \rho<0$) through the t statistic for ρ .

The graphical inspection suggests that residues are stationary, *i.e.*, with an order of integration $I(0)$, except for the long term relationship between the RER and RD (Figure 3, 4, 5 and 6), which was corroborated by the statistics of the ADF test (Table 2). Therefore, the analyzed series tend to a long-term equilibrium with RER except for the PD series.

According to this, it is possible to estimate the parameters proposed by the OLS when the existence of a long-term relationship between the variables included in the model is verified.

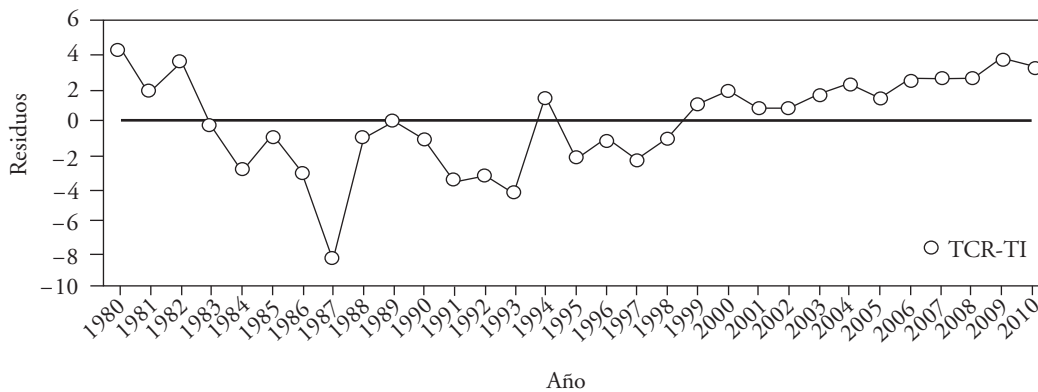


Figura 3. Residuos de la función Tipo de Cambio Real y Términos de Intercambio (TCR-TI).
Figure 3. Residuals of the Real Exchange Rate function and Terms of Trade (RER-TT).

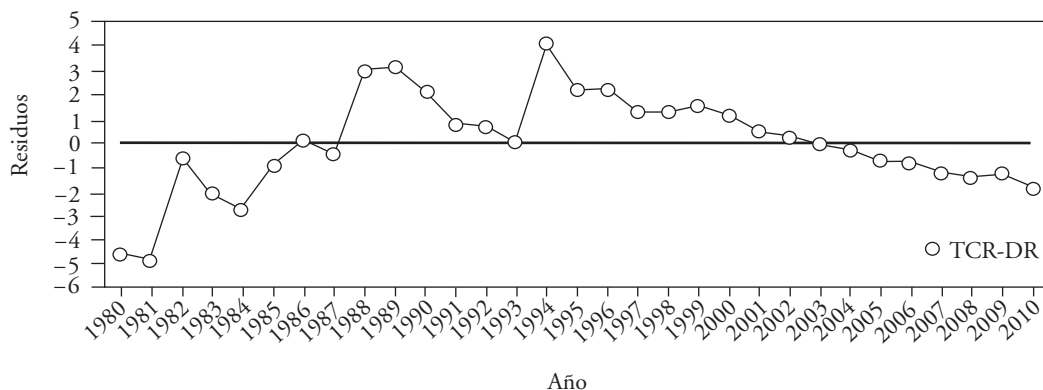


Figura 4. Residuos de la función Tipo de Cambio Real y Diferencial de Reservas (TCR-DR).
Fuente: Elaboración propia del proceso de diferenciación.

Figure 4. Residuals of the Real Exchange Rate function and Terms of Trade (RER-TT).
Source: Prepared from the differentiation process.

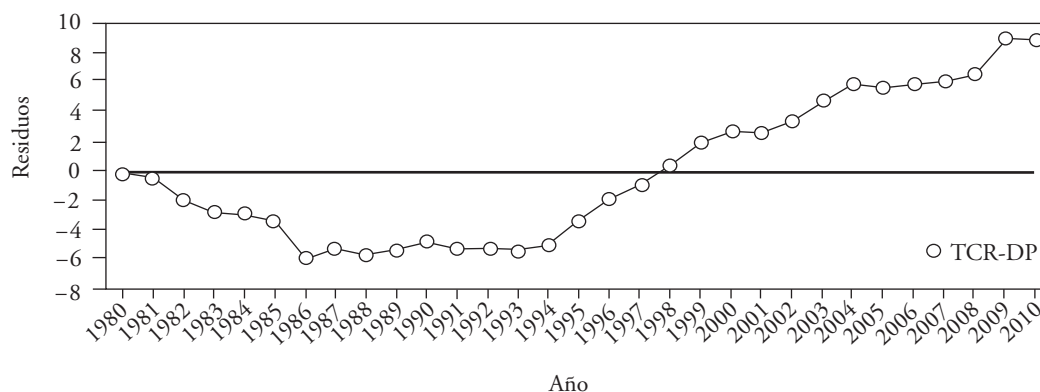


Figura 5. Residuos de la función Tipo de Cambio Real y Diferencial de Productividad (TCR-DP).

Fuente: Elaboración propia a partir del proceso de diferenciación.

Figure 5. Residuals of Real Exchange Rate function and the Reserves Differential (RER-RD).

Source: Prepared from the differentiation process.

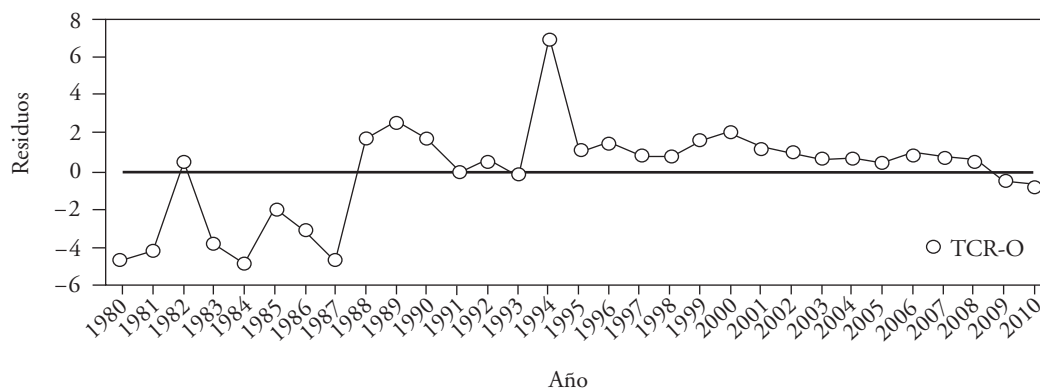


Figura 6. Residuos de la función Tipo de Cambio Real y Precio del petróleo (TCR-O).

Fuente: Elaboración propia a partir del proceso de diferenciación.

Figure 6. Residuals of Real Exchange Rate function and the Productivity Differential (RER-PD).

Source: Prepared from the differentiation process.

De acuerdo con lo anterior, es posible estimar los parámetros del modelo propuesto por medio del método de MCO al comprobarse la existencia de una relación a largo plazo entre las variables incluidas en el modelo.

La prueba de causalidad de Granger se realizó para corroborar la dirección de la relación entre las variables. Con base en los valores de la probabilidad (Cuadro 3) no se pueden rechazar las hipótesis nulas que establecen que TCR no causa a TI y que TCR no causa a DR en el sentido de Granger. No obstante, se rechazan las hipótesis que sostienen que TI no causa a TCR, que DR no causa a TCR, que O no

Cuadro 2. Prueba de cointegración de Engle y Granger (1987) sobre los residuos estimados.

Table 2. Engle and Granger cointegration Test (1987) on the estimated residuals.

Variables	Estadístico t ¹	Orden de integración
LogTCR-LogTI	-2.895***	I(0)
LogTCR-LogO	-5.605***	I(0)
LogTCR-LogDR	-2.895***	I(0)
LogTCR-LogDP	0.95241	

¹Valores críticos tau de Mackinnon (1996). *** $\alpha=0.01$ ♦ Critical Mackinnon tau values (1996). *** $\alpha=0.01$.

Fuente: Elaboración propia a partir de resultados de las pruebas estadísticas ♦ Source: Compiled from the results of the statistical tests.

Cuadro 3. Resultados de la prueba de causalidad de Granger.
Table 3. Results of the Granger causality test.

Hipótesis nula	Estadístico f
DR no causa en el sentido de Granger a TCR	3.3461 [0.052]*
TCR no causa en el sentido de Granger a DR	0.1760 [0.840]
TI no causa en el sentido de Granger a TCR	0.1102 [0.028]**
TCR no causa en el sentido de Granger a TI	0.3568 [0.896]
O no causa en el sentido de Granger a TCR	3.2269 [0.057]*
TCR no causa en el sentido de Granger a O	3.8141 [0.036]**
DP no causa en el sentido de Granger a TCR	2.5249 [0.102]
TCR no causa en el sentido de Granger a DP	0.0766 [0.926]

** $\alpha=0.05$; * $\alpha=0.10$.

causa a TCR y que TCR no causa a O en el sentido de Granger. Se desprende del rechazo de las hipótesis nulas que la variable TCR precede a las variables O, TI y DR en tanto que O precede a TCR. Es decir, los valores retardados de las variables TI y DR tienen un impacto significativo en la variable endógena TCR, y que entre las variables TCR y O existe retroacción, es decir, que la causalidad de Granger corre en una sola dirección, desde TI hacia TCR y desde DR hacia TCR y corre de manera bidireccional entre TCR y O.

De acuerdo con lo analizado sobre el comportamiento de las variables independientes y su relación con el TCR, los signos obtenidos en los parámetros coinciden con los esperados, excepto para O (Cuadro 4).

Las variables importantes en la determinación del TCR son el DR, el DP y el O. En la prueba de causalidad de Granger se obtuvo causalidad unidireccional de los TI hacia el TCR; sin embargo, al realizar la estimación conjuntamente con las otras variables a través de MCO, la variable TI fue estadísticamente no significativa.

Los principales resultados de la regresión son:

Por cada punto porcentual que cambia la relación de reservas entre México y EE.UU., el TCR cambia 0.85 % en una relación directa.

Por cada punto porcentual que cambia el precio real del petróleo, el TCR cambia en 0.38 % en una relación directa.

En una economía exportadora neta de petróleo como México, incrementos en O conducen a una apreciación (reducción) del TCN, la relación positiva

The Granger causality test was performed in order to confirm the direction of the relationship between the variables. Based on the probability values (Table 3), we cannot reject the null hypothesis that RER does not cause TT and that RER does not cause RD in a Granger direction. Never the less, the hypothesis that maintain that TT does not cause RER, that RD does not cause RER, that O does not cause RER and that RER does not cause O in the Granger sense is rejected. It follows the rejection of the null hypothesis that the RER variable precedes the variables O, TT and RD while O precedes RER. That is, the lagged values of the TT and RD variables have a significant impact on the endogenous variable RER, and between RER and O variables a feedback exists, *ie* the Granger causality runs in one direction, from TT to RER and from RD to RER and run in bidirectionally between RER and O.

According with the analysis on the behavior of the independent variables and their relation to the RER, the signs obtained in the parameters match the expected, except for O (Table 4).

The variables that are important to determine the RER are the RD, PD and O. The Granger causality test showed unidirectional causality from TT towards the RER; however, when estimating together with the other variables through OLS, the TT variable was not statistically significant.

The main results of the regression are:

For every percentage point the ratio of the reserves between Mexico and the US change, the RER change 0.85 % in a direct relation.

encontrada entre el O y el TCR se explica principalmente por la relación entre la inflación de EE.UU y la de México que deflacta al TCN. Precios más altos en el petróleo mejoran los términos de intercambio de la economía exportadora neta, por lo que el efecto de la inflación del país importador aunado a las acciones del Banco Central que impiden la total movilidad del TCN, provocan la relación directa entre O y TCR.

Por cada punto porcentual que cambian los términos de intercambio, el TCR cambia en 0.57 % en una relación inversa.

Dado que la variable dependiente está en logaritmo y la dummy asume el valor 0 para el período 1980-1993 y 1 para el período 1994-2010, su coeficiente se utiliza para calcular la variación porcentual del TCR entre ambos períodos, $(e^{0.5243} - 1)100$ = 68.93 %. Puesto que la dummy fue estadísticamente significativa y dado que el período 1994-2010 coincide con un régimen de tipo de cambio flexible (con intervención del Banco Central), la interpretación de este resultado es que dicho régimen cambiario en México modificó el nivel del TCR, respecto al período anterior en 68.93 %.

Si bien el TCR es inelástico⁵ a los cambios de las variables DR y O, es a través de ellas que puede ejercerse control y manejo del TCR en busca de su estabilidad y alineación con los objetivos de política.

Debido a que el manejo de las reservas es tarea de la política monetaria, los resultados del presente estudio concuerdan con otros los cuales señalan que la política monetaria ejerce importantes efectos sobre el comportamiento del tipo de cambio, por lo cual es un importante mecanismo para su manejo y control (Isik *et al.*, 2005; Burstein *et al.*, 2005; Kim, 2003).

CONCLUSIONES

Aunque los Términos de Intercambio están co-integrados con el Tipo de Cambio Real, no sirven como variable fundamental explicatoria de su comportamiento para el periodo 1980 a 2010. A pesar de ello, la cointegración de las variables permitiría su utilización en algún otro modelo. El Diferencial de Productividad es una variable importante para determinar el Tipo de Cambio Real para economías

Cuadro 4. Estimación del modelo para la determinación del Tipo de Cambio Real TCR.

Table 4. Estimation of the model to determine the Real Exchange Rate RER.

	MCO 1980-2010
Constante	0.68754*** [0.10348]
TI	-0.57428 [0.97088]
DR	0.85338*** [0.23280]
O	0.37517* [0.20521]
Dummy	-0.52431*** [0.13446]
R ²	0.66936
F	9.71717***
DW	1.145145

*** $\alpha=0.05$; * $\alpha=0.10$.

Fuente: Elaboración propia a partir de resultados de las pruebas estadísticas ♦ Source: Compiled from the results of statistical tests.

For each percentage point the real oil price change, the RER changes in 0.38 % in a direct relation.

In a net oil-exporting economy like Mexico, the increase in O leads to an appreciation (reduction) of the NER. The positive relationship found between O and RER is mainly explained by the relationship between the both US and Mexico inflation that deflated the NER. Higher oil prices improve the Terms of Trade of net export economy, so that the effect of the inflation from the importing country coupled with the actions of the Central Bank to prevent full NER mobility cause the direct relationship between O and RER.

For each percentage point the Terms of Trade change, the RER changes 0.57 % in an inverse relation.

Given that the dependent variable is in logarithmic scale and dummy takes the value 0 for the 1980-1993 period and 1 for the 1994-2010, its coefficient

⁵ Inelástico se refiere a que el efecto de un cambio en una unidad porcentual de las variables independientes es menor a uno por ciento en el TCR.

en desarrollo; sin embargo, para el caso de México-EE.UU. no fue significativo.

El Tipo de Cambio Real fue inelástico a los cambios de las variables determinantes, es decir, el cambio porcentual en el Tipo de Cambio Real es menor a uno por cada cambio porcentual en el Diferencial de Reservas y el Precio del Petróleo. Sin embargo, hay una relación directa entre las variables regresoras y la variable regresada. Una estrategia de control del Tipo de Cambio Real deberá incluir acciones de política monetaria enfocadas en el manejo de las reservas internacionales.

Debido a la relación bidireccional entre el Tipo de Cambio Real y el Precio del Petróleo, y dado que éste fue estadísticamente significativo en la determinación del Tipo de Cambio Real, es conveniente explorar algún modelo de ecuaciones simultáneas que incorpore variables de política monetaria como la tasa de interés en la determinación del Precio del petróleo.

El método de cointegración para analizar los determinantes del TCR permitió especificar un modelo con variables independientes que presentaron una relación de equilibrio en el largo plazo con el TCR. Esta clase de modelos son de interés para los teóricos de la economía, quienes buscan el equilibrio. Con la metodología de Engle-Granger (1987) se fortalece el enfoque analítico del modelo econométrico.

LITERATURA CITADA

- Aizenman, J., and D. Riera-Crichton. 2008. Real exchange rate and international reserves in the era of growing financial and trade integration. *Rev. Econ. Stat.* 90: 812-815.
- Bagchi, D., G. E. Chortareas, and S. M. Miller. 2004. The real exchange rate in small, open, developed economies: Evidence from cointegration analysis. *Econ. Record* 80: 76-88.
- Bahmani, S. 2011. Exchange rate volatility and demand for money in less development countries. *J. Econ. Finance* 1-11.
- Bahmani-Oskooee, M., and S. W. Hegerty. 2009. The effects of exchange-rate volatility on commodity trade between the United States and Mexico. *Southern Econ. J.* 75: 1019-1044.
- Baillie, R. T., and D. D. Selover. 1987. Cointegration and models of exchange rate determination. *Int. J. Forecast.* 3:43-51.
- Bleaney, M., and M. Francisco. 2010. What makes currencies volatile? An empirical investigation. *Open Econ. Rev.* 21: 731-750.
- Box, G.E.P., y D. A. Pierce. 1970. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *J. Am. Stat. Assoc.* 65: 1509-1526.
- Burstein, A., M. Eichenbaum, and S. Rebelo. 2005. Large devaluations and the real exchange rate. *J. Polit. Econ.* 113: 742-784.

is used to calculate the percentage variation of the RER between the two periods $(e^{0.5243} - 1) 100 = 68.93 \%$. Since the dummy variable is statistically significant and since the 1994-2010 period coincides with a flexible rate regime (with the intervention of the Central Bank), the interpretation of this result is that such exchange rate regime in Mexico modified the RER level compared to the previous period in 68.93 %.

Although the RER is inelastic to changes in RD and O variables, it is through them that control and management of the RER can be exercised seeking its stability and alignment with the policy objectives.

Because the reserves management is a task of the monetary policy, the results of this study are consistent with others indicating that monetary policy has important effects on the behavior of the exchange rate, and it is an important mechanism for its management and control (Isik *et al.*, 2005; Burstein *et al.*, 2005; Kim, 2003).

CONCLUSIONS

Although the terms of trade are co-integrated with the Real Exchange Rate, these do not serve as a fundamental explanatory variable of the behavior for the 1980 to 2010 period. However, the co-integration of the variables would allow them to be used in any other model. The productivity gap is an important variable in determining the Real Exchange Rate for developing economies; however, in the case of Mexico-U.S.A. It was not significant.

The Real Exchange Rate was inelastic to changes in the key variables, *i.e.*, the percentage change in it is less than one for every percentage change in the Differential Reserves and the Oil Price. However, there is a direct relationship between the regressor and the regressand. A control strategy for the Real Exchange Rate should include monetary policy actions focused on the management of the international reserves.

Due to the bidirectional relationship between the real exchange rate and oil prices, and since this was statistically significant to determine the real exchange rate, it is useful to explore a simultaneous equations model that incorporates monetary policy variables like the interest rate in determining the oil prices.

The co-integration method for the analysis of the determinants of the RER allowed to specifying

- Chabound, A. M., S. Chernenko and J. Wright. 2008. Trading activity and macroeconomic announcements in high-frequency exchange rates data. *J. Eur. Econ. Assoc.* 6: 589-596.
- Chen, S. 2006. Revisiting the interest rate-exchange rate nexus: a Markov-switching approach. *J. Develop. Econ.* 79: 208-224.
- Chen, S. S. and H. C. Chen. 2007. Oil prices and real exchange rates. *Energy Econ.* 29: 390-404.
- Chen, Y. C., and K. P. Tsang. 2010. A macro-finance approach to exchange rate determination. Hong Kong Institute for Monetary Research. Working Paper No. 01/2011.
- Choudhri, E. U., and M. S. Khan. 2005. Real exchange rates in developing countries: are Balassa-Samuelson effects present?. *IMF Staff Papers* 52: 387-409.
- Chow, G. C., 1960. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3): 591-605.
- Clarida, R. and D. Waldman. 2007. Is Bad News About Inflation Good for the Exchange Rate? In *Asset Prices and Monetary Policy*. University of Chicago Press pp: 371-396.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller. 1979. Distribution of the estimator for autoregressive time series with a unit root. *J. Am. Stat. Assoc.* 74: 427-431.
- Don, A., and T. Lee R. 1987. Monetary/asset models of exchange rate determination: how well have they performed in the 1980's?. *Int. J. Forecast.* 3: 53-64.
- Eichengreen, B. 2008. The real exchange rate and economic growth. Commission on Growth and Development. Working Paper No. 4. 35 p.
- Engel, C., N. C. Mark and K. D. West. 2007. Exchange rate models are not as bad as you think. NBER Working Paper no. 13318.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger. 1987. Co-Integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55: 251-276.
- Fang, W., Y. Lai, and S. M. Miller. 2009. Does exchange rate risk affect exports asymmetrically?. *Asian evidence. J. Int. Money and Finance* 28: 215-239.
- Faust, J., J. H. Rogers, S. B. Wang, and J. H. Wright. 2007. The high-frequency response of exchange rates and interest rates to macroeconomic announcements. *J. Monetary Econ.* 54: 1051-1068.
- Feder, G. 1983. On exports and economic growth. *J. Develop. Econ.* 12: 59-73.
- Goldberg, M.D. and R. Frydman. 1996. Empirical exchange rate models and shifts in the co-integrating vector. *Structural Change and Economic Dynamics*. 7: 55-78.
- Granger C. W. J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37: 424-438.
- Grossmann, A., and A. G. Orlov. 2012. Exchange rate misalignments in frequency domain. *Int. Rev. Econ. Finance*. 24:185-199.
- Gujarati, D. N., y D. C. Porter. 2010. *Econometría*. Quinta edición. Mac Graw Hill. 921 p.
- Guo, Q. 2010. The Balassa-Samuelson model of purchasing power parity and Chinese exchange rates. *China Econ. Rev.* 21: 334-345.
- Irwin, D. A., and M. Terviö. 2002. Does trade raise income?. *J. Int. Econ.* 58), 1-18. doi:10.1016/S0022-1996(01)00164-7
- Isik, N., M. Acar, and H. B. Isik. 2005. Openness and the effects of monetary policy on the exchange rates: an empirical analysis. *J. Econ. Integration* 20:52-67.
- a model with independent variables that presented an equilibrium relationship in a long term with the RER. Such models are of interest to economic theorists who seek balance. With the Engle-Granger methodology (1987) the analytical approach of the econometric model is strengthened.
- End of the English version—
- *—
- Kim, B. J. C. and S. Mo. 1995. Cointegration and the long-run forecast of exchange rates. *Econ. Lett.* 48: 353-359.
- Kim, K. 2003. Dollar Exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. *Rev. Financial Econ.* 12: 301-313.
- Kim, S. 2003. Monetary policy, foreign exchange intervention, and the exchange rate in a unifying framework. *J. Int. Econ.* 60: 355-386.
- Korhonen, I., and T. Juurikkala. 2009. Equilibrium exchange rates in oil-exporting countries. *J. Econ. Finance*. 33: 71-79.
- Lizardo, R. A. and A. V. Mollick. 2010. Oil price fluctuations and U.S. dollar exchange rates. *Energy Econ.* 32: 399-408.
- Loría, E. 2003. The mexican economy: balance-of-payments-constrained growth model-the importance of the exchange rate, 1970-1999. *J. Post Keynesian Econ.* 25: 661-691.
- Loría, E., A. Sánchez, and U. Salgado. 2010. New evidence on the monetary approach of exchange rate determination in Mexico 1994-2007: A cointegrated SVAR model. *J. Int. Money Finance* 29: 540-554.
- Mackinnon, J. G. 1996. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *J. Applied Econ.* 11:601-618.
- Miyakoshi, T. 2003. Real exchange rate determination: empirical observations from East-Asian countries. *Empirical Econ.* 28: 173-180.
- Norton, R. 2004. *Agricultural Development Policy. Concepts and Experiences*. FAO-Wiley Co Publication. 591 p.
- Prasad, E., and J. Gable. 1998. International evidence on the determinants of trade dynamics. *IMF Staff Papers*. 45: 401-439.
- Ramírez, C. S., y G. L. Arreola. 2013. Problemas de asimetría para el análisis y la predictibilidad del tipo de cambio mexicano. *EconoQuantum* 10: 77-89.
- Rosel, J., P. Jara y J. C. Oliver. 1999. Cointegración en series temporales multivariadas *Psicothema*. 2:409-419.
- Rozo, C. A. 1997. Política monetaria, política cambiaria y flujos de capital. In: Sánchez D., A. (Coord.) *Lecturas de política monetaria y financiera*. Biblioteca de Ciencias Sociales y Humanidades Serie Económica. México. 487 p.
- Sadoulet, E., and A. De Janvry. 1995. *Quantitative Development Policy Analysis*. The Johns Hopkins University Press. Second Edition U.S.A. 397 p.
- Schuh, G. E. 1974. The exchange rate and U.S. agriculture. *Am. J. Agr. Econ.* 56: 1-13.

- Tekin, R. B. 2012. Economic growth, exports and foreign direct investment in least developed countries: a panel Granger causality analysis. *Econ. Modell.* 29: 868-878.
- UNCTAD (United Nations Conference on Trade and Development) and WTO (World Trade Organization). 2012. *A Practical Guide to Trade Policy Analysis*. Switzerland. 236 p.
- Wang, P., and P. Dunne. 2003. Real exchange rate fluctuations in East Asia: generalized impulse-response analysis. *Asian Econ. J.* 17: 185-203.