

ANÁLISIS ECONOMETRICO AUTORREGRESIVO DEL TIPO DE CAMBIO REAL FLEXIBLE EN MÉXICO 1999-2012

AUTOREGRESSIVE ECONOMETRIC ANALYSIS
OF THE REAL EXCHANGE RATE
FLEXIBLE IN MEXICO 1999-2012

José C. Trejo-García*
Miguel Ángel Martínez-García**
Efraín Abraham Hernández-Saldaña***

(Recibido: noviembre, 2015/Aceptado: marzo, 2016)

Resumen

La explicación teórica del comportamiento del tipo de cambio real mexicano en el largo plazo por factores internos y externos, desde niveles de precios hasta los niveles monetarios en Estados Unidos, permite proponer un modelo autorregresivo monetario considerando el análisis de los *shocks* de cada factor y su efecto en el tiempo. Los resultados obtenidos explican las razones principales de las devaluaciones sobre el tipo de cambio real en los últimos doce años.

Palabras clave: tipo de cambio, paridad del poder adquisitivo, modelo monetario, causalidad de Granger.

Clasificación JEL: F31, E52, F41, F39.

* Profesor-investigador y coordinador de la maestría en Ciencias Económicas en la Sección de Estudios de Posgrado e Investigación en el Instituto Politécnico Nacional, SNI C. Correo electrónico: jtrejog@ipn.mx.

** Profesor-investigador y jefe del Departamento de Posgrado de la Sección de Estudios de Posgrado e Investigación de la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional. SNI I. Correo electrónico: mmartinezga@ipn.mx.

*** Estudiante y candidato al grado de MCE en la Escuela Superior de Economía en el Instituto Politécnico Nacional. Correo electrónico: e.abraham.hdz@gmail.com.

Abstract

The theoretical explanation about the behavior of the real Mexican exchange rate in the long term by internal and external factors, from prices levels to monetary levels in USA allows to propose a monetary and autoregressive model, considering the shocks analysis of each factor and its effects in the long-term. The results obtained explain the main reasons about the devaluations on the Mexican currency in the last twelve years.

Keywords: exchange rate, purchasing power parity, monetary model, Granger causality.

JEL classification: F31, E52, F41, F39.

1. Introducción

El interés de este trabajo de investigación radica en explicar teóricamente el comportamiento del tipo de cambio real (e), en el largo plazo por factores de precios, la libre demanda y oferta de la relación peso mexicano-dólar norteamericano, así como el nivel de tasa de interés libre de riesgo y los niveles monetarios en Estados Unidos. Para ello partimos de la experiencia de la realidad mexicana en el periodo de 1999 a 2012. El objetivo de este estudio no se fundamenta en desarrollar un modelo completo del tipo de cambio real, como lo han hecho autores como: Williamson (1994), Edwards (1989), Stein y Allen (1995), sino de derivar ciertos principios que podrían ser empleados en diversas metodologías para determinar los efectos de las variables fundamentales sobre el " e ".

Un concepto preliminar del tipo de cambio real está dado por la ecuación determinista del tipo de cambio real. Donde se define al tipo de cambio real e como la relación de precios relativos entre el nivel de precios externos (P^*) y el nivel de precios internos (P) ajustado por el tipo de cambio nominal (TCN). Una consecuencia de la crisis financiera de 1994, como señalan Gil-Díaz y Carstens, fue la adopción de un régimen de libre flotación para determinar el tipo de cambio.¹ Si bien han transcurrido diez y ocho años desde que esta política se

¹ Francisco Gil-Díaz y Agustín Carstens, "The Mexican Peso Crisis: Causes and Policy Lessons. One Year of Solitude: Some Pilgrim Tales about Mexico's 1994-1995 Crisis", *American Economic Review*, No. 86, 1996, pp. 164-169.

instauró, es interesante realizar un análisis de los factores determinantes del tipo de cambio México-Estados Unidos.

El documento responde a la siguiente estructura. En la sección dos se muestra la metodología para obtener el tipo de cambio real en México y el desarrollo para obtener un modelo de largo plazo, para que en la sección tres el análisis econométrico sea congruente con la teoría mencionada en la sección previa. Así, en la sección cuatro se estimó el comportamiento del tipo de cambio mediante el procedimiento de cointegración de Johansen por medio de *shocks* de cada factor y su efecto en el tiempo presentando finalmente las conclusiones correspondientes.

2. Metodología

El significado económico del tipo de cambio real, es el precio que hace que la demanda y oferta real de moneda extranjera se encuentre en equilibrio. El ajuste de esta variable macroeconómica tan importante en la política económica, se entiende bajo la definición algebraica:

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

Donde e es el tipo de cambio real, TCN es el tipo de cambio nominal, P^* es el nivel de precios al consumidor en Estados Unidos P es el nivel de precios al consumidor en México.

Para el caso de México, en que el tipo de cambio nominal es flexible, el ajuste del e principalmente se da por los movimientos o cambios en un periodo de tiempo por el TCN. En el caso de contar con un tipo de cambio nominal fijo, el e tendrá mayor efecto por los cambios que se presenten por P , es decir, los cambios en e se verán inducidos por la expansión o contracción monetaria. Es por ello, que en el trabajo, no se consideró la base monetaria de México para determinante en el comportamiento del tipo de cambio real.

Por lo tanto el concepto del e , se reduce en una simple definición lógica, “es el precio real de un dólar real” es decir, muestra el nivel de competitividad que tiene México con su peso, frente al dólar de EU. Los niveles de precio tanto nacionales como internacionales, fueron calculados con base en enero de 1983.

En este trabajo se abordan tres técnicas que se pueden considerar como avanzadas en su planteamiento metodológico, estas son: los modelos de

vectores autorregresivos (VAR), los modelos de corrección del error (VECM) y el modelo de cointegración de Johansen. Estas técnicas suponen avances notables en la modelización de fenómenos económicos, tanto por adaptarse en la práctica económica, como en la precisión de tratamientos específicos. En el caso de este trabajo, se llevó a cabo el análisis de las variables explicativas que determinan el comportamiento del tipo de cambio real, considerando un periodo de casi doce años (octubre 1999-abril 2012), ya que durante este periodo se considera un periodo de mayor estabilidad que en los años noventa. Las variables consideradas en un inicio para la determinación del modelo fueron más de diez, sin embargo, bajo diversas pruebas de significancia y de causalidad, se consideraron las características de las siguientes variables macroeconómicas explicativas:

*Variables nacionales*² (México)

- Tipo de cambio real (e); su determinación fue hecha con base en la ecuación (1).
- Tipo de cambio nominal (TCN); la fuente de información es de Banco de México (Banxico), pesos por dólar EU para solventar obligaciones denominadas en moneda extranjera. Cotizaciones promedio mensuales.
- Nivel de precios nacionales (PNA); su análisis se hizo con base en la información del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), en índice nacional de precios al consumidor, con cálculo mensual propio con base en enero de 1983.
- Tasa de interés libre de riesgo, Certificados de tesorería de la Federación (CETE28); la información fue obtenida por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía, con tasas de rendimiento mensual en el mercado primario.

*Variables internacionales*³ (EU)

- Base monetaria (MEUA); mediante el *Bureau of Labor and Statistics* y a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, como también del Board of Governors of the Federal Reserve, se obtuvo la información en dólares.

² Instituto Nacional de Estadística y Geografía, Banco de México.

³ Bureau of Labor Statistics, Board of Governors of the Federal Reserve System y la OCDE.

Variables consideradas

- Tipo de cambio nominal (TCN).
- Índice de precios nacionales al consumo (PNA).
- Certificados de Tesorería 28 días (CETE28).
- Base monetaria en EU (MEUA).

3. Análisis Econométrico

El proceso consistió en llevar a cabo regresiones mediante mínimos cuadrados ordinarios, en los cuales se identificaron primeramente las variables significativas y causales en conjunto con respecto al comportamiento del tipo de cambio real.

La regresión econométrica se resume en la siguiente expresión

$$e = 0.025 - 0.005 * TCN - 5.08E-07 * PNA + 0.0002 * CETE28 - 9.21E-16 * MEUA \quad (2)$$

La tabla 1 muestra que los *p-values* (prob) se encuentran con valores menores a 0.05 (5%), lo que indica que las variables son significativas dentro del modelo.⁴ Sin embargo, los coeficientes no reflejan una relación lógica, puesto que existen variables expresadas en pesos mexicanos, dólares estadounidenses, tasas de interés e índices, por lo que requiere una transformación que unifique los criterios. Aunque el nivel de correlación (R cuadrado) es alto, las variables en conjunto son significativas puesto que el estadístico *F-Prob* es menor al 5% y no existe una independencia entre los errores, tal es el caso de que la prueba Durbin Watson es muy inferior a 2 (autocorrelación). Además, en la gráfica 1, se valida que no cuenta con un comportamiento estable, puesto que con la ayuda del paquete *EViews* mediante la prueba de contraste de estabilidad *cusum of Squares* su comportamiento es fuera de bandas.

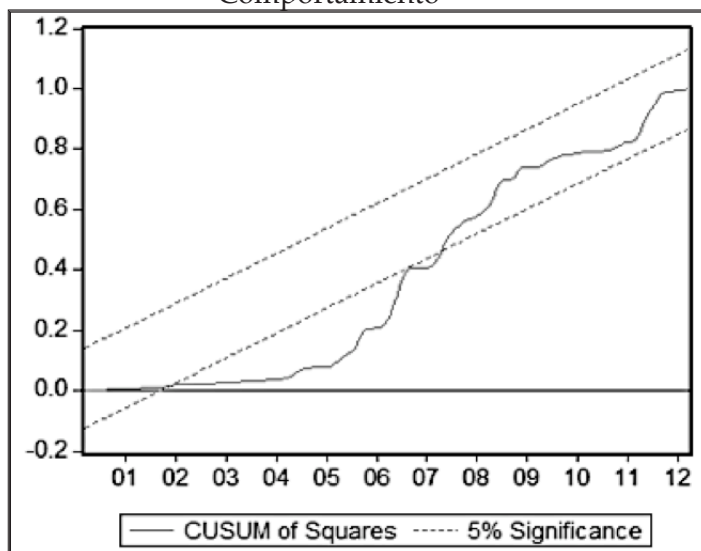
⁴ Si los valores son menores al 5%, se rechaza la hipótesis nula (variable no significativa).

Tabla 1
Regresión con mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente: e Mínimos cuadrados ordinarios		
Variable	Coefficientes	Significancia (probabilidad)
C	0.025554	0.0000
TCN	0.005221	0.0000
PNA	-5.08E-07	0.0000
CETE28	0.000204	0.0000
MEUA	-9.21E-16	
Correlación	0.973441	
Durbin-Watson	0.290199	0.000000

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Gráfica 1
Comportamiento



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Explicación; la prueba de *Cusum of Squares*,⁵ indica que no mantiene una estabilidad de información, es decir, cuenta con cambios estructurales no explicados dentro del modelo, lo cual podría ocasionar alteraciones al modelo en la relación de largo plazo. Por lo tanto, fue necesario obtener la linealización del modelo, es decir, se transforman las variables macroeconómicas de *LE*, *TCN*, *PNA* y *MEUA* en términos logarítmicos anteponiendo la letra “l” de logaritmo (tabla 2), tratando de minimizar la varianza de los datos temporales y efectuar una mayor estabilización del modelo. Para el caso de CETE 28, no sufre transformación puesto que cuenta con base porcentual.

Tabla 2
Modelo linealizado

Variable dependiente: <i>LE</i> Mínimos cuadrados ordinarios			
Variable	Coefficiente	Significancia (Prob.)	
C	-1.536659	0.0000	
LTCN	0.899779	0.0000	
LPNA	-0.263556	0.0000	
CETE28	0.003020	0.0000	
LMEUA	-0.022022		
Correlación	0.974930		
Durbin-Watson	0.289811	Prob(F)	0.000000

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

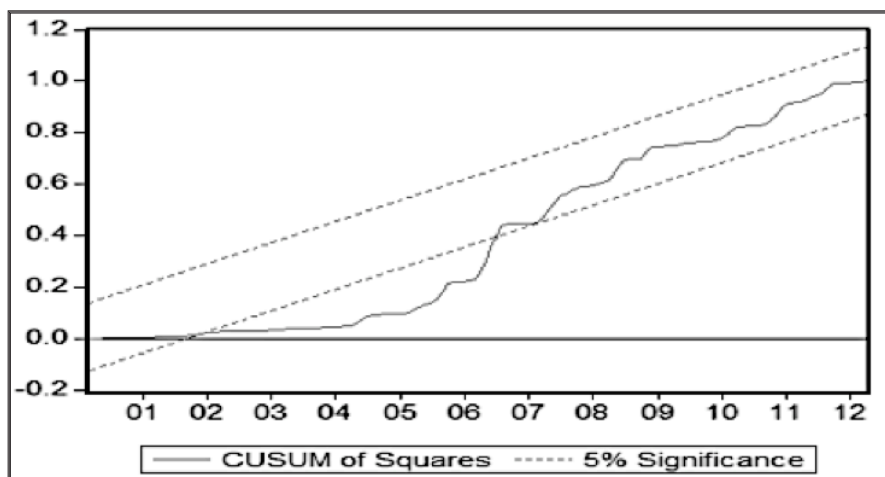
La regresión econométrica se resume como:

$$LE = -1.53 + 0.89 * LTCN - 0.26 * LPNA + 0.003 * CETE28 - 0.022 * LMEUA \quad (3)$$

Se observa que los coeficientes ahora son más aceptables para el análisis de comportamiento del tipo de cambio real en términos logarítmicos.

⁵ Se basa en los llamados residuos recursivos. El residuo recursivo correspondiente a la observación *t* se define como el error de predicción o pronóstico de la variable dependiente, utilizando el estimador de MCO obteniendo las *t*-1 primeras observaciones.

Gráfica 2
Comportamiento



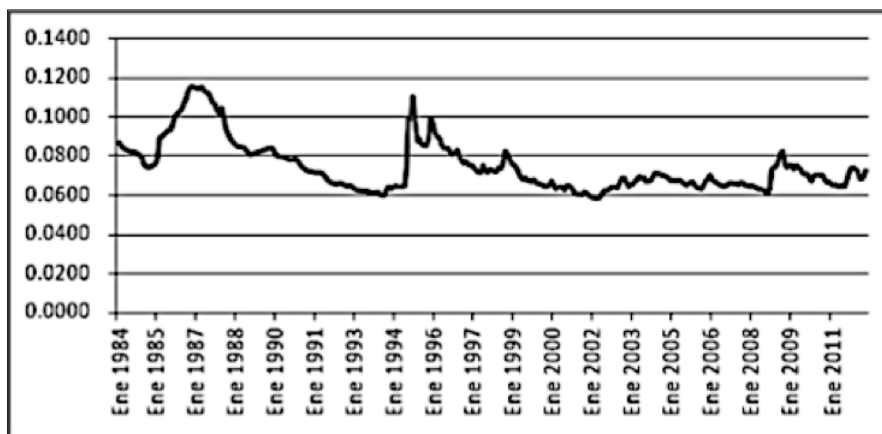
Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Además, se puede observar que siguen manteniéndose los *p-values* significativos (menores a 0.05 o 5%). Mientras que los niveles de correlación, autocorrelación y significancia global se encuentran en niveles similares que en el cuadro 1. Por lo que se valida de nuevo la prueba de *Cusum of Squares* (gráfica 2), en la cual se muestra una mejor estabilidad, sin embargo aún no es explicada en el modelo.

3.1. Estabilización del modelo (variable *Dummy*)

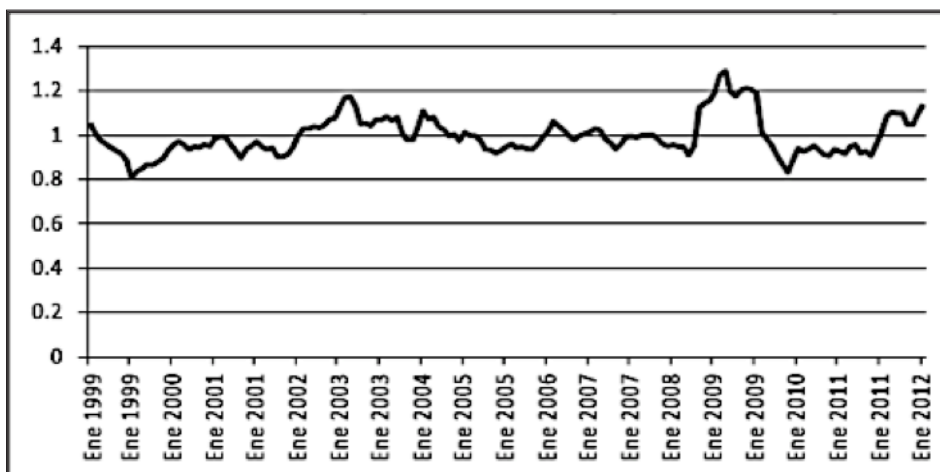
Con base en los resultados obtenidos en las tablas 1 y 2, fue necesario considerar la elaboración una variable *Dummy* la cual refleja la inestabilidad económica que las regresiones iniciales no reflejan mediante las variables

Gráfica 3
Tipo de cambio real (base enero 1983)



Fuente: elaboración propia mediante la ecuación (1) y a los datos obtenidos por INEGI, Banxico y Bureau of Labor Statistics. Mensual.

Gráfica 4
Crecimiento del tipo de cambio real (base enero 1983)

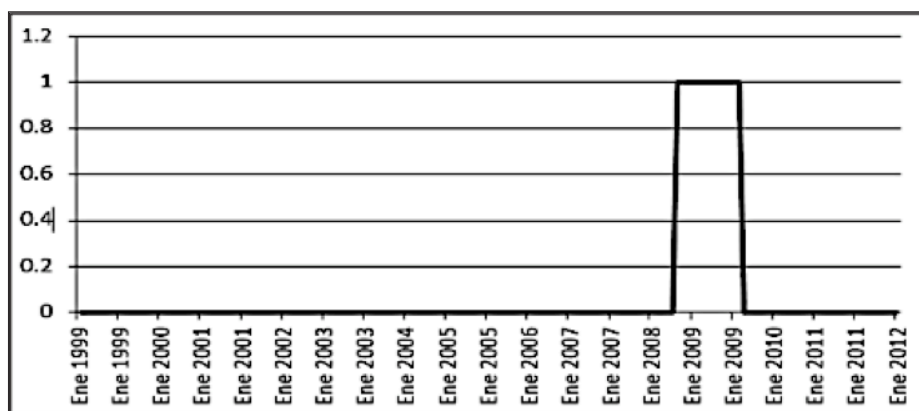


Fuente: elaboración propia con base al cálculo del tipo de cambio real.

explicativas. Para la elaboración de la variable *Dummy*, se analizó primeramente el comportamiento real del tipo de cambio real de 1984 a 2012 (gráfica 3); sin embargo, bajo la consideración del periodo de 1999 a 2012 se calculó el crecimiento anual real (gráfica 4), de esta manera se logra identificar en que periodos se presentó en mayor grado la inestabilidad económica.

Explicación; en la gráfica 4 se puede observar que durante octubre 2008 y octubre 2009, se presentó en la economía mexicana una inestabilidad económica, por influencia de la inestabilidad financiera mundial por la falta de liquidez y originada en Estados Unidos, que por ser nuestro mayor socio comercial, por ende el efecto en México fue notorio. Por lo tanto, se creó la variable *Dummy* (Dum) tal y como se muestra en la gráfica 5.

Gráfica 5
Variable *Dummy* (Dum) (octubre 08-octubre 09)



Fuente: elaboración propia con la identificación de la crisis internacional de 2009.

De esta manera se incorpora dicha variable en la ecuación original con logaritmos, para con ello determinar la incorporación del tipo de inestabilidad económica no capturada inicialmente. Por lo que se analiza que en la tabla 3 la significancia de variables se sigue manteniendo (*p-values* menores al 5%, incluyendo la variable *Dummy*). Los demás indicadores que se mostraron en la tabla 1, cuentan con un mismo comportamiento en la tabla 3.

Tabla 3
Modelo linealizado incorporando variable *Dummy*

Variable dependiente: <i>LE</i> Mínimos cuadrados ordinarios			
Variable	Coefficiente	Significancia (Prob.)	
C	-1.571364	0.0000	
LTCN	0.874488	0.0000	
LPNA	-0.256074	0.0000	
CETE28	0.002896	0.0000	
LMEUA	-0.021385	0.0000	
DUM	0.009798	0.0079	
Correlación	0.976125		
Durbin-Watson	0.313839	Prob.(F)	0.000000

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

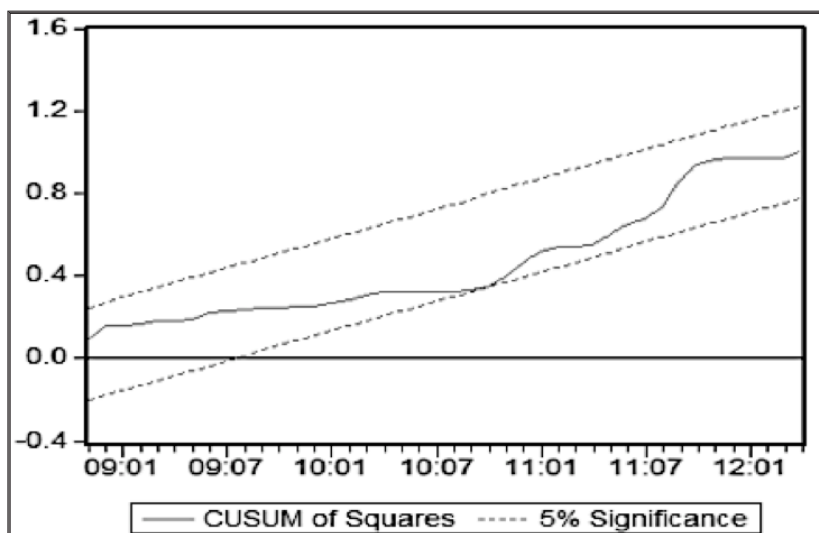
La regresión econométrica se resume como:

$$LE = -1.57 + 0.87 * LTCN - 0.25 * LPNA + 0.003 * CETE28 - 0.02 * LMEUA + 0.009 * DUM \quad (4)$$

Por lo anterior, se evaluó que la prueba de Estabilidad Económica mediante *CUSUM Squared* (gráfica 6) ya es significativa con la incorporación de la variable *Dummy*. Y por lo tanto, derivado de la tabla 3 se obtuvo la gráfica 7 la cual pasa la prueba de distribución normal mediante la prueba de *Jarque-Bera*,⁶ en el cual se identifica que el *p-value* de JB es de 0.286132 mayor a 0.05 (5%), es decir, residuos con distribución normal.

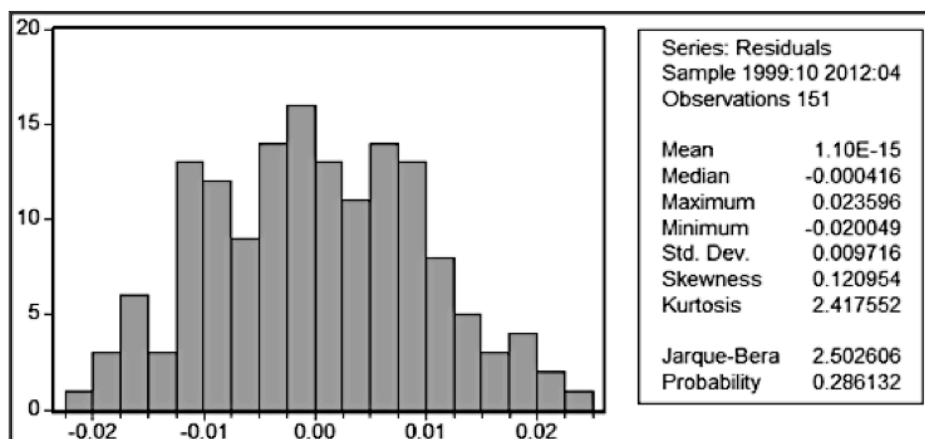
⁶ Hipótesis nula; no se rechaza que los residuales se aproximan a una distribución normal (*p-value* > 0.05).

Gráfica 6
Prueba de estabilidad con variable *Dummy*



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Gráfica 7
Distribución de residuos



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

En consecuencia, validando las pruebas de correlación y autocorrelación en la tabla 3 ($R^2 > DW$), se muestra un modelo no muy aceptable, por lo que se lleva a cabo pruebas de causalidad de *Wald* (tabla 4) y *F* estadística (tabla 3).

Tabla 4
Pruebas de causalidad *Wald*

Ecuación: LE			
Hipótesis nula:	C(1)=0		
	C(2)=0		
	C(3)=0		
	C(4)=0		
	C(5)=0		
	C(6)=0		
Estadístico <i>F</i>	1888752.	Prob.	0.000
chi-cuadrado	1133251	Prob.	0.000

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

La tabla 4, muestra que la prueba grupal de restricción de coeficientes (*Wald*) mediante el paquete estadístico *EViews*, aprobación de la hipótesis nula de que los coeficientes de los valores retardados de las otras variables son cero: $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$,⁷ por lo que al obtener un *p-value* de *chi-square* es menor a 5%, resultando que no se rechaza la hipótesis nula de no significancia grupal. Esta situación es comprobada con el estadístico *F* en la tabla 3, con un valor menor a 0.05, el cual indica que las variables explicativas o independientes, son significativas conjuntamente para influir en el comportamiento real del tipo de cambio.

3.2. Identificación de series estacionarias

Antes de someter los datos a procedimiento de investigación, previamente es necesario validar si las series son o no estacionarias. Los resultados estimados

⁷ Hipótesis nula; no se rechaza que las variables independientes no influyen conjuntamente con la variable dependiente (*p-value* > 0.05)

a partir de series no estacionarias son espurios, entonces no serían significativos.⁸ El planteamiento es que si existe raíz unitaria, entonces la serie es no estacionaria,⁹ para ello fue necesario llevar a cabo la prueba de raíces. Por lo tanto, para series de tiempo grandes y complicadas se aplica la prueba aumentada de Dickey Fuller (*ADF*). En la tabla 5, se muestran las pruebas de raíz unitaria en niveles logarítmicos, con un rezago y con intercepto.

Tabla 5
Pruebas de raíz unitaria en niveles logarítmicos, con un rezago y con intercepto de cada variable

LE			
Estadístico <i>ADF</i>	-0.246951	1% valor crítico*	-2.5792
		5% valor crítico	-1.9419
		10% valor crítico	-1.6168
*MacKinnon valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			
LTCN			
Estadístico <i>ADF</i>	-1.691880	1% valor crítico*	-3.4746
		5% valor crítico	-2.8806
		10% valor crítico	-2.5768
*MacKinnon valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			
LPNA			
Estadísticos <i>ADF</i>	-1.866824	1% Valor crítico*	-3.4746
		5% Valor crítico	-2.8806
		10% Valor crítico	-2.5768
*MacKinnon valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

⁸ Dickey y Fuller (1979) sugieren determinar la presencia o no de raíces unitarias.

⁹ Se rechaza la hipótesis nula como serie no estacionaria, cuando el valor crítico es menor o igual que el estadístico de prueba Dickey-Fuller (en términos absolutos).

Tabla 6
Pruebas de raíz unitaria en niveles logarítmicos, con un rezago
y con intercepto de cada variable

CETE28			
Estadístico <i>ADF</i>	-3.180371	1% valor crítico*	-4.0212
		5% valor crítico	-3.4401
		10% valor crítico	-3.1442
** <i>MacKinnon</i> valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			
LMEUA			
Estadístico <i>ADF</i>	-0.142059	1% valor crítico*	-3.4746
		5% valor crítico	-2.8806
		10% valor crítico	-2.5768
* <i>MacKinnon</i> valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria..			

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Las pruebas de ADF anteriores muestran que las series son no estacionarias, ya que todas las pruebas estadísticas son menores que los valores críticos al 1%, 5% y 10%, sin olvidar que la interpretación es con valores absolutos. Por lo tanto, es necesario llevar a cabo la validación de que en el largo plazo, estas mismas variables puedan considerarse significativas para determinar el comportamiento del tipo de cambio real, por lo que se realizó la misma prueba de ADF pero ahora las mismas variables pero transformadas en la primer diferencia.

En la tabla 7, se muestran las pruebas de raíz unitaria en niveles logarítmicos, con primer diferencia, con un rezago y con intercepto.

Tabla 7
Pruebas de raíz unitaria en niveles logarítmicos, con primer diferencia, con un rezago y con intercepto de cada variable

DLE			
Estadístico ADF	-8.941911	1% valor crítico*	-3.4746
		5% valor crítico	-2.8806
		10% valor crítico	-2.5768
*MacKinnon valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			
DLTCN			
Estadístico ADF	-7.901113	1% valor crítico*	-3.4746
		5% valor crítico	-2.8806
		10% valor crítico	-2.5768
*MacKinnon valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			
DLPNA			
Estadístico ADF	-6.347692	1% valor crítico*	-3.4746
		5% valor crítico	-2.8806
		10% valor crítico	-2.5768
*MacKinnon valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			
DCETE28			
ADF Test estadistico	-7.445537	1% critical value*	-3.4746
		5% critical value	-2.8806
		10% critical value	-2.5768
*MacKinnon valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			
DLMEUA			
Estadístico ADF	-7.736431	1% valor crítico*	-3.4746
		5% valor crítico	-2.8806
		10% valor crítico	-2.5768
*MacKinnon valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Las tablas anteriores muestran que las variables macroeconómicas tanto nacionales como la externa, en el largo plazo tienen relación, ya que con la primera diferencia se transforman en series estacionarias (valores críticos

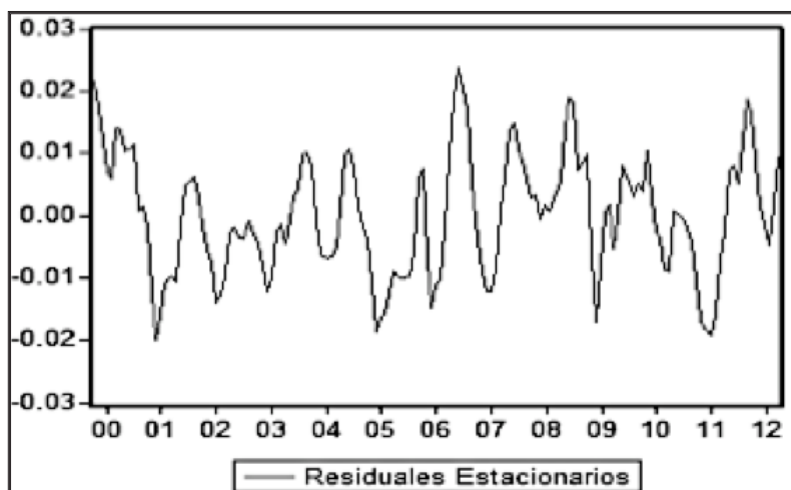
menores a la prueba ADF en valores absolutos). Otra prueba que ayuda en determinar que en largo plazo las variables utilizadas en la ecuación (4) son significativas, es validar que efectivamente los residuales obtenidos en dicha ecuación son estacionarios en el primer nivel sin diferenciación, con un rezago e incluyendo intercepto, tal y como se muestra en la tabla 8.

Tabla 8
Prueba de raíz unitaria general en niveles logarítmicos, con un rezago
y con intercepto de los residuos

Estadístico ADF	-3.889743	1% valor crítico*	-3.4749
		5% valor crítico	-2.8807
		10% valor crítico	-2.5769
*MacKinnon valor crítico para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Gráfica 8
Comportamiento de los residuales



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Se identifica que la prueba estadística ADF es mayor que los valores críticos (1%, 5% y 10%) en términos absolutos, lo que demuestra que los residuos son estacionarios. Para mayor prueba, validar el comportamiento estimado de los residuales en la gráfica 8.

3.3. Estimación del tipo de cambio real

Mediante la aplicación de un método basado en modelos de vectores autorregresivos (VAR), se aplica la prueba de máxima verosimilitud que requiere muestras grandes de más de cien datos, que en este caso son 151. Es una prueba que corrobora la existencia de múltiples vectores de cointegración entre las variables macroeconómicas utilizadas, mediante la prueba de la traza y del *Eigenvalue* máximo, descansando fuertemente en la relación entre el rango de la matriz y sus raíces características.

Se dice que dos o más series están cointegradas si las mismas se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables, aun cuando cada serie en particular del modelo de tipo de cambio real, contengan una tendencia estocástica y sean, por lo tanto, no estacionarias. Por lo tanto, se llevaron varias pruebas de cointegración; sin embargo, antes de ello se determinó el óptimo de rezagos mediante las pruebas de cointegración de Johansen, hasta obtener la mejor estimación con base en la estimación en la ecuación (3); es decir, respetando los signos de los coeficientes de las variables explicativas y a la razón teórica. En la tabla 9 se observa que la prueba de tendencia lineal determinística en la base de datos, con intercepto y sin tendencia en la ecuación de cointegración y prueba de VAR (con un rezago) es la mejor ecuación de cointegración.

Tabla 9
Prueba de tendencia lineal determinística y prueba de VAR

Muestra: octubre 1999-abril 2012				
Observaciones: 151				
Supuesto: tendencia lineal determinística en los datos				
Series: LE LTCN LPNA CETE28 LMEUA				
Intervalo de rezagos: 1 a 1				
Verosimilitud valor propio	Razón	5 % valor crítico	1 % Critical value	Hipótesis No. de Ecc.
0.221434	84.36200	68.52	76.07	ninguno **
0.147629	46.56643	47.21	54.46	a lo sumo 1
0.090742	22.44663	29.68	35.65	a lo sumo 2
0.049416	8.082594	15.41	20.04	a lo sumo 3
	0.430137	3.76	6.65	a lo sumo 4

(**) Rechazo de la hipótesis al 5%, 1% de nivel de significancia.

La prueba de verosimilitud indica 1 ecuación cointegrable al 5% de nivel de significancia.

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Así la tabla 10, demuestra que la máxima verosimilitud mayor a los valores críticos (5% y 1%) en el primer renglón, se rechaza que no exista cointegración. Mientras que en el segundo renglón, la situación es al contrario, por lo que se acepta que al menos existe una ecuación cointegrada,¹⁰ lo cual permite considerar ahora el analizarla y estimar el comportamiento del tipo de cambio real en términos logarítmicos. De esta manera, se validan los valores obtenidos en la sección “coeficientes cointegrados y normalizados: 1 ecuación de cointegración, para que los coeficientes se multiplique por “-1” y de esta manera los signos sean respetados con base en la regresión (3).

¹⁰ Se acepta la hipótesis nula de al menos una o más ecuaciones cointegradas cuando el indicador de verosimilitud es menor que los valores críticos del 5% y 1%.

Tabla 10
Coeficientes cointegrados y normalizados:
1 ecuación de cointegración

LE	LTCN	LPNA	CETE28	LMEUA	C
1.000	-0.91540 (0.0277)	0.24346 (0.02749)	-0.00299 (0.00067)	0.02715 (0.00744)	1.64
Verosimilitud Log.		1884.15			

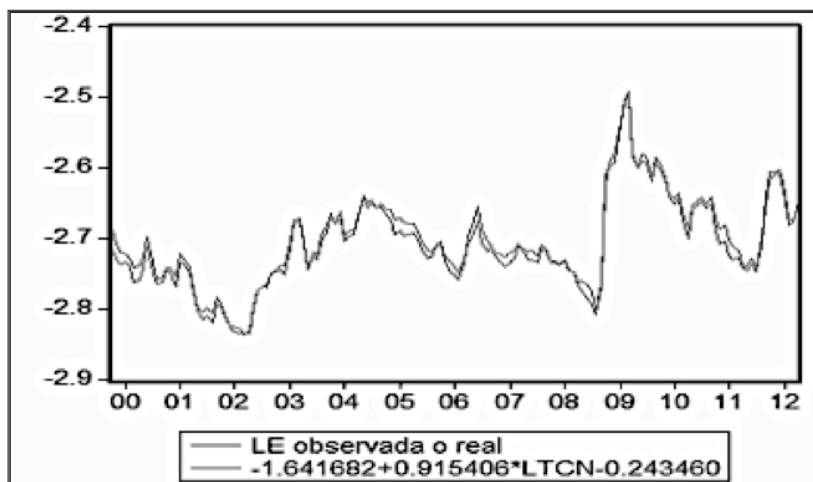
Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Por lo tanto, al calcular la estimación del comportamiento del tipo de cambio real en términos logarítmicos (*LE*), se obtiene la siguiente ecuación:

$$LE_{estimada} = -1.642 + 0.915 * LTCN - 0.243 * LPNA + 0.003 * CETE28 - 0.027 * LMEUA \quad (5)$$

Al comparar con la variable observada (real) se obtiene la siguiente gráfica: De esta manera, en la gráfica 9 se observa que la prueba de cointegración (Johansen) es correcta, la cual ayuda a estimar el comportamiento del tipo de cambio real (*LE*).

Gráfica 9
Comportamiento bajo cointegración *versus* *LE* observado



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

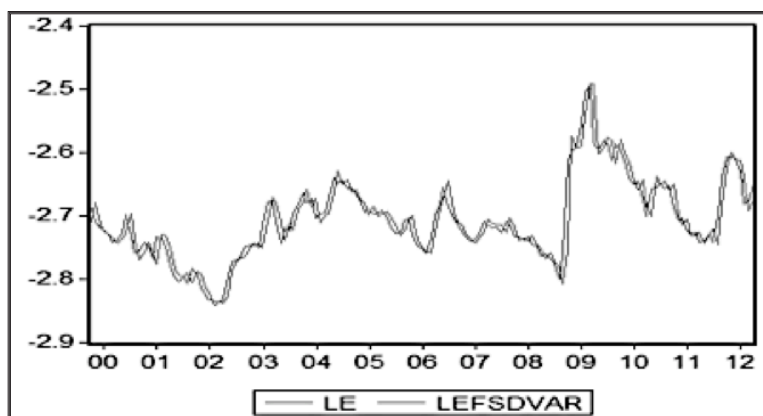
4. Estimación del tipo de cambio real mediante el procedimiento de cointegración (metodología Johansen)

Los modelos VAR pueden describirse como aquellos en los que una o algunas variables se explican, al menos en parte, en función de los valores pasados de esa misma variable o conjunto de variables. Por lo tanto, al considerar el óptimo de rezagos, se corre un modelo VAR bajo la especificación de *Unrestricted VAR* considerando las primeras diferencias de las variables macroeconómicas nacionales y la extranjera, con base en la estimación del tipo de cambio real con variables estacionarias (con primer diferencia en términos logarítmicos), se obtienen resultados estables, normales y con relación de largo plazo para el pronóstico.

$$LE = -0.148 + 1.08 * LE(-1) - 0.174 * LTCN(-1) + 0.06 * LPNA(-1) - 0.001 * CETE28(-1) + 0.006 * LMEUA(-1) \quad (6)$$

Que al utilizar para generar una nueva variable con diferencia titulada *dlefsdvar*, posteriormente se calcula a niveles logarítmicos mediante la suma de cada una de las observaciones presentadas en la serie del tipo de cambio real en logaritmos (*le*) rezagado a un periodo, quedando como "*lefsdvar = dlefsdvar + le (-1)*". De esta manera se hace el comparativo de lo estimado mediante el modelo VAR contra el comportamiento de la variable real u observada *LE*.

Gráfica 10
Comparativo



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Ahora si consideramos dentro de la estimación de LE la variable exógena como la *Dummy*, obtenemos la tabla 11.

Tabla 11
Modelo VAR con variable *Dummy*

	LE	LTCN	LPNA	CETE28	LMELIA
LE (-1)	0.925152 (0.18628) (4.96645)	0.117859 (0.18923) (0.62284)	0.072447 (0.02809) (2.57885)	1.968788 (5.86481) (0.33579)	0.095568 (0.25609) (0.37318)
LTCN (-1)	-0.106674 (0.16818) (0.63429)	0.725197 (0.17084) (4.24484)	-0.058116 (0.02536) (-2.29136)	-1.161702 (5.29494) (-0.21940)	-0.236030 (0.23121) (-1.02086)
LPNA(-1)	0.029759 (0.05857) (0.50814)	0.071015 (0.05949) (1.19369)	1.012745 (0.00883) (114.666)	0.620242 (1.84385) (0.33638)	0.146803 (0.08051) (1.82335)
CETE28(-1)	-0.001226 (0.00097) (-1.26984)	-0.001749 (0.00098) (-1.78387)	-1.49E-05 (0.00015) (-0.10269)	0.927169 (0.03039) (30.5080)	0.000290 (0.00133) (0.21878)
LMEUA(-1)	0.001226 (0.00097) (-1.26984)	0.071015 (0.00968) (1.21327)	0.001879 (0.00146) (1.28330)	-0.267577 (0.30566) (-0.87542)	0.996055 (0.01335) (74.6298)
C	-0.443377 (0.36768) (1.20589)	-0.078660 (0.37350) (-0.21060)	0.155039 (0.05545) (2.79608)	9.534287 (11.5759) (0.82363)	-0.592602 (0.50547) (-1.17239)
DUM	0.033922 (0.00800) (4.24198)	0.036272 (0.00812) (4.46511)	-0.000662 (0.00121) (-0.54867)	-0.293055 (0.25177) (-1.16399)	0.066708 (0.01099) (6.06793)

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*

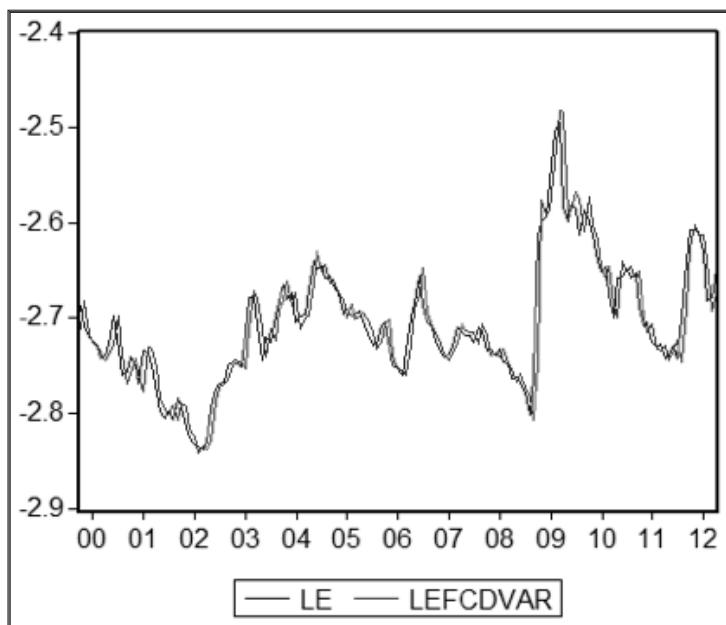
Con los resultados obtenidos en la tabla 11 también se identificó que es mayor el estadístico AIC (1833.096) con la variable *Dummy* que sin ella

(1806.814). Sin embargo estimamos la regresión formal (7) considerando la variable *Dummy*:

$$\begin{aligned} LE = & 0.92 * LE_{-1} - 0.10 * LTCN_{-1} + 0.03 * LPNA_{-1} - 0.001 * \\ & CETE28_{-1} + 0.007 * LMEUA_{-1} - 0.44 * DUM \end{aligned} \quad (7)$$

Con la ecuación 7 se genera una nueva variable con diferencia titulada “dlefcdvar”, posteriormente se calcula a niveles logarítmicos mediante la suma de cada una de las observaciones presentadas en la serie del tipo de cambio real en logaritmos (LE) rezagado a un periodo, quedando como “lefcdvar = dlefcdvar + LE(-1)”. De esta manera, se hace el comparativo de lo estimado mediante el modelo VAR contra el comportamiento de la variable real u observada LE, gráfica 12.

Gráfica 12
Comparativo



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Con las dos gráficas obtenidas con el método de vectores autorregresivos se obtiene evidencia de que el pronóstico del tipo de cambio real en términos logarítmicos (LE) hecho mediante la metodología de cointegración (Johansen) es mucho mejor, ya que no contiene tanta separación entre la variable calculada contra la variable real u observada, tal y como es en los casos de las estimaciones LEFCDVAR y LEFSDVAR.

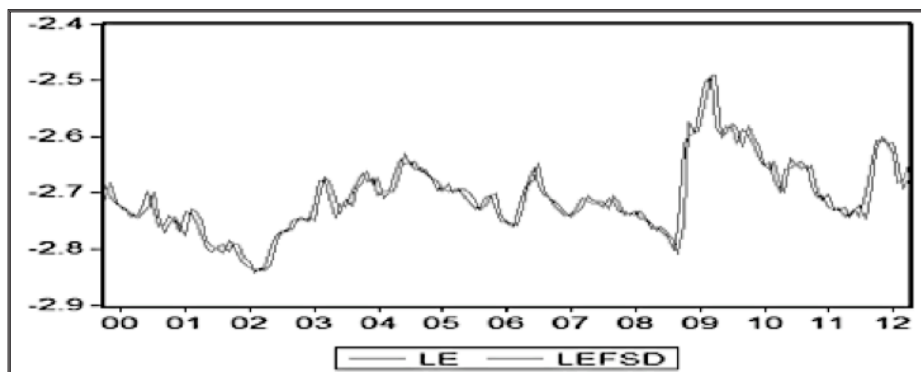
4.1. Modelo de corrección de errores con variables cointegradas

Tomando en cuenta los supuestos, un vector error correction model de un rezago y la condición de ecuación cointegrada con el supuesto de VAR de tendencia lineal e intercepto sin tendencia, podemos ahora estimar el comportamiento de LE. Para el caso de no considerar la variable *Dummy*, obtenemos la siguiente regresión formal (8):

$$D(LE) = -0.08*(LE_{-1} - 0.92*LTCN_{-1} + 0.24*LPNA_{-1} - 0.003*CETE28_{-1} + 0.03*LMEUA_{-1} + 1.64) + 0.001*D(LE_{-1}) + 0.25*D(LTCN_{-1}) - 1.04*D(LPNA_{-1}) - 0.003*D(CETE28_{-1}) + 0.01*D(LMEUA_{-1}) + 0.004 \quad (8)$$

En dicha regresión abarca las relaciones de corto y largo plazo, lo cual nos ayuda a determinar una relación de todas las variables utilizadas en el modelo en el comportamiento del tipo de cambio real logarítmico en términos de primera diferencia. Con el resultado de la regresión (8) se obtiene la variable de LE pronosticada y diferenciada titulada “dlefsd”, la cual convertiremos en términos de nivel logarítmico lefsd mediante la suma de “dlefsd+le(-1)”. El comparativo de la estimación del tipo de cambio real logarítmico contra el observado se muestra en la gráfica 13.

Gráfica 13
Comparativo del tipo de cambio real logarítmico contra
el tipo de cambio observado



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

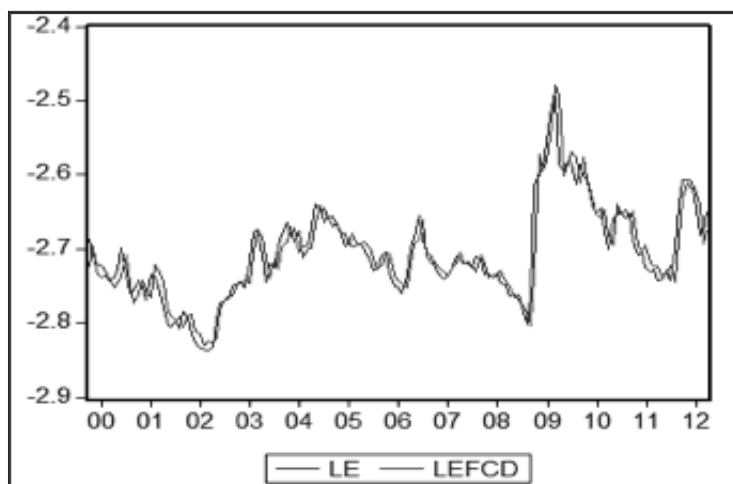
Ahora bien, si consideramos la variable *Dummy* como exógena dentro del modelo, con intervalos de un rezago, y se asume que el VAR es una tendencia lineal en una ecuación cointegrada con intercepto. La estimación de la función del tipo de cambio real mediante las metodologías de vector autorregresivo y la aplicación de la metodología del vector de corrección de errores para el caso de considerar la variable *Dummy*, obtenemos la siguiente regresión formal (9):

$$D(LE) = -0.59*(LE_{-1} - 0.76*LTCN_{-1} + 0.18*LPNA_{-1} - 0.003*CETE28_{-1} + 0.02*LMEUA_{-1} + 2.098) + 0.072*D(LE_{-1}) + 0.240*D(LTCN_{-1}) + 0.889*D(LPNA_{-1}) - 0.004*D(CETE28_{-1}) - 0.059*D(LMEUA_{-1}) + 0.002 + 0.021*DUM \quad (9)$$

En dicha regresión abracan las relaciones de corto y largo plazo, lo cual nos ayuda a determinar una relación de todas las variables utilizadas en el modelo en el comportamiento del tipo de cambio real logarítmico en términos de primera diferencia. Con el resultado de la regresión (9) se obtiene la variable de LE pronosticada y diferenciada titulada "dlefcd", la cual convertiremos en términos de nivel logarítmico lefcd mediante la suma de "dlefcd+LE₋₁". El comparativo de la estimación del tipo de cambio real logarítmico contra el observado se muestra en la gráfica 14.

En la gráfica 14 se muestra que el tipo de cambio real estimado es mucho mejor que la gráfica 13. Para llevar a cabo esta comprobación, se lleva a cabo la prueba de significancia de la regresión 9 tanto para el término de largo plazo como la variable de estabilidad en el modelo *Dummy*, tabla 12.

Gráfica 14
Comparativo del tipo de cambio real logarítmico
pronosticado contra el tipo de cambio observado



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

Tabla 12
Prueba de significancia

Variable dependiente: D(LE)				
Método por mínimos cuadrados ordinarios				
$D(LE) = -C(1)*(LE_{-1} - 0.76* LTCN_{-1} + 0.18* LPNA_{-1} - 0.003* CETE28_{-1} + 0.02* LMEUA_{-1} + 2.09 + C(2)*D(LE_{-1}) + C(3)*D(LTCN_{-1}) - C(4)*D(LPNA_{-1}) - C(5)*D(CETE28_{-1}) - C(6)*D(LMEUA_{-1}) + C(7) + C(8)*DUM$				
	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C(1)	0.590295	0.164316	3.592443	0.0004
C(2)	0.072317	0.516935	0.139896	0.8889
C(3)	0.240744	0.517396	0.465299	0.6424
C(4)	0.889578	0.804346	1.105964	0.2706
C(5)	0.003514	0.002697	1.302930	0.1947
C(6)	0.059418	0.067316	0.882681	0.3789
C(7)	0.001893	0.003376	0.560664	0.5759
C(8)	0.020909	0.008022	2.606473	0.0101
Correlación	0.159578			
Verosimilitud	362.5748			
Durbin-Watson	1.824198	Estadístico F		0.000675

Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

El coeficiente C1 significa el término de corrección de error, es decir la ecuación cointegrada catalogada como el residual del vector cointegrado. Además, C1 también indica que todas las variables independientes tienen una relación de largo plazo con el tipo de cambio real, debido a que es significativo (menor a 0.05). Mientras que con el coeficiente C8 se comprueba que su inclusión da valor agregado en el modelo para llevar a cabo la incorporación de cambios estructurales dentro del modelo.

4.2. Estimación de la función impulso-respuesta

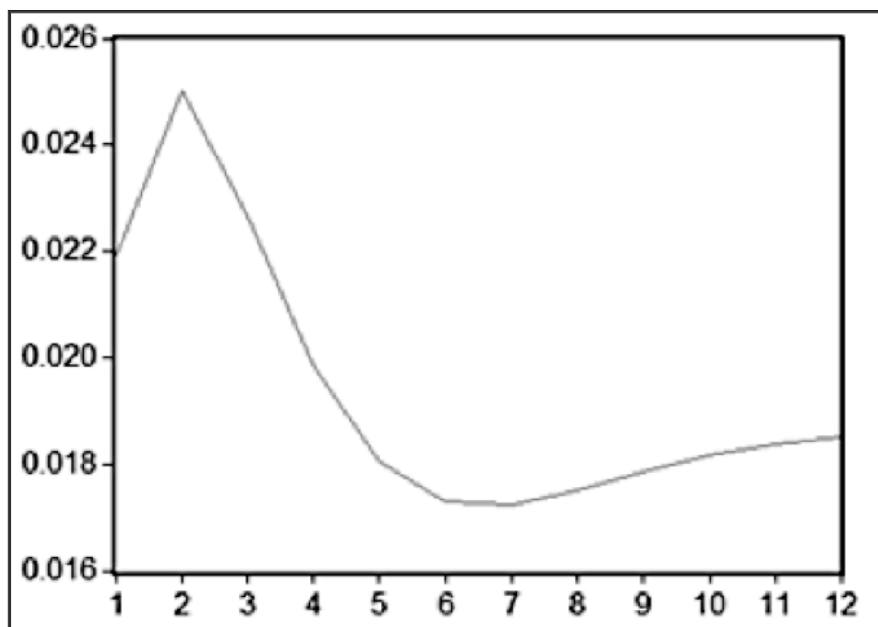
La función de impulso-respuesta y el análisis de descomposición de la varianza analizan las interacciones dinámicas que caracterizan al sistema estimado. Ello permite identificarlas con la simulación del modelo. Con la simulación

pretendemos analizar los efectos que en la variable del tipo de cambio real provocan variaciones de las variables explicativas y/o exógenas, tal es el caso de la variable *Dummy*.

La función impulso-respuesta muestra la reacción (respuesta) de las variables explicadas en el sistema ante cambios en los errores. Un cambio (*shock*) en una variable en el periodo i afectará directamente a la propia variable y se transmitirá al resto de variables explicadas a través de la estructura dinámica que representa el modelo VAR. Por lo tanto, mediante la paquetería de apoyo que es *E-views*, podemos llevar a cabo el análisis de una unidad de *shock* en las variables utilizadas dentro del modelo con la incorporación como variable exógena "Dum" (*Dummy*). Los efectos son estudiados a un plazo de 12 meses, es decir, a un año. Para mayor referencia validar los siguientes resultados en la gráfica 15:

Gráfica 15

Función impulso-respuesta sobre LE con una desviación estándar de LE

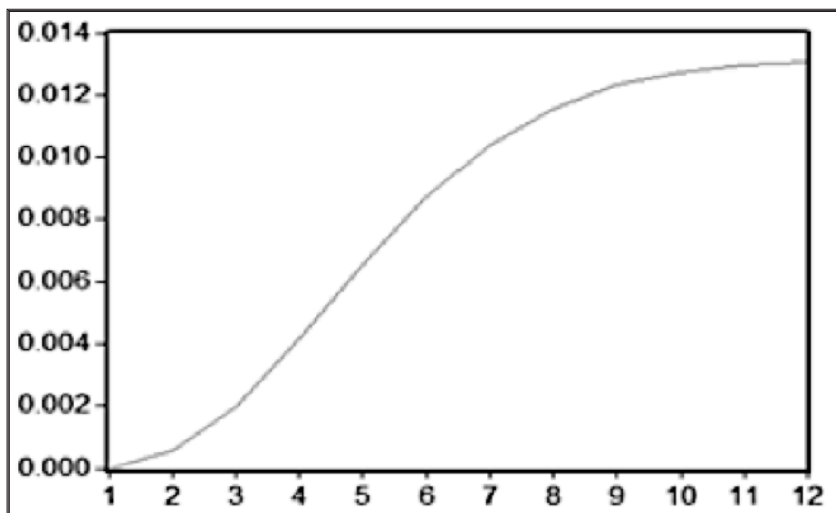


Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

El tiempo promedio por un *shock* de LE sobre sí misma es de aproximadamente unos cuatro meses para regresar a su media, sin embargo los efectos de *shock* son consistentes en mayor número de meses, es decir, existe una relación de largo plazo.

El tiempo promedio por un *shock* de LTCN sobre LE es de expansivo en el tiempo, de tal modo que no hay reversión a su media, sin embargo, bajo las pruebas planteadas si existe una relación de largo plazo, gráfica 16.

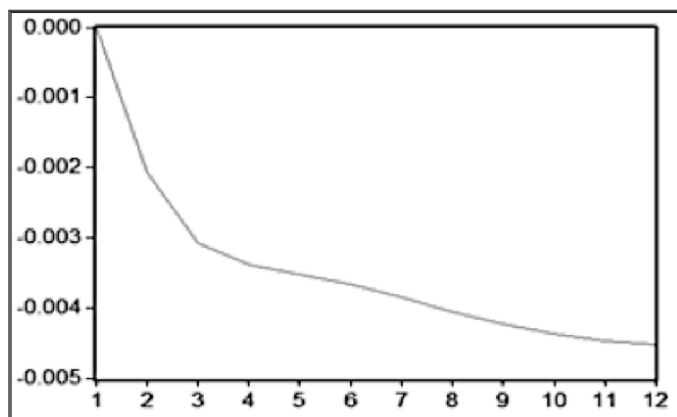
Gráfica 16
Función impulso-respuesta sobre LE con una
desviación estándar de LTCN



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

El efecto de un *shock* de LPNA sobre LE, también tiende revertir a la media en aproximadamente cuatro meses y medio, para posteriormente al cabo de un año no tenga mayor efecto sobre el TCN, gráfica 17.

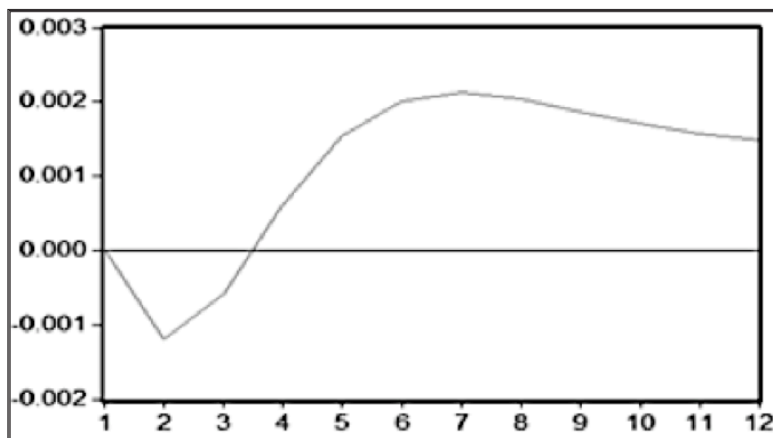
Gráfica 17
Función impulso-respuesta sobre LE con una
desviación estándar de LPNA



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

El efecto de un *shock* del CETE28 sobre LE tiende a negativo en primera instancia, pero aproximadamente en cuatro meses después el tipo de cambio real aumenta por arriba de su estado inicial hasta llegar su punto alto en los siete meses después del *shock* o cambio de la serie, gráfica 18.

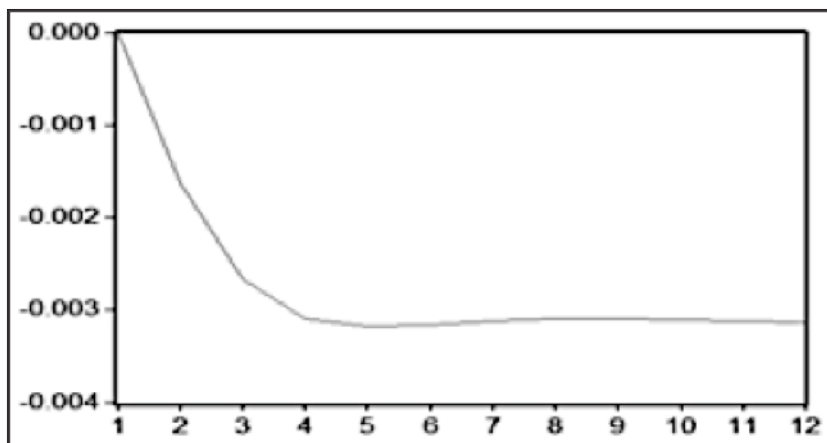
Gráfica 18
Función impulso-respuesta sobre LE con una
desviación estándar de CETE28



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

El efecto de un *shock* de LMEUA sobre LE es que tiende a mantenerse negativo a partir del cuarto mes, manteniéndose constante al respecto del nivel alcanzado en el largo plazo, por lo cual no tiene reversión a su media, gráfica 19.

Gráfica 19
Función impulso-respuesta sobre LE con
una desviación estándar de LMEUA



Fuente: elaboración propia mediante el paquete econométrico *EViews*.

5. Conclusiones

Desde 1995 México ha mantenido una política de tipo de cambio flexible, por lo que convive en una libre volatilidad que se manifiesta durante el periodo de estudio que abarca lapsos prolongados de estabilidad, así como el efecto internacional de crisis de liquidez. Con base en la metodología utilizada en la estimación del comportamiento del tipo de cambio real en México podemos decir que las técnicas fueron correctas, adicionalmente con la ayuda de las variables utilizadas en el modelo, tales como: TCN, PNA, CETE28, LMEUA y DUM las cuales ayudaron a entender mucho mejor a la variable e . De esta manera, se resume que el modelo planteado con la incorporación de una variable *Dummy* puede demostrar que existe una relación de comportamiento de largo plazo, con base en todas las pruebas planteadas.

Referencias

- Dickey D.A. y W.A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment*, London, pp. 170-195.
- Gil-Díaz-Francisco y Agustín Carstens (1996). "The Mexican Peso Crisis: Causes and Policy Lessons. One Year of Solitude: Some Pilgrim Tales about Mexico's 1994-1995 Crisis", *American Economic Review*, núm. 86, pp. 164-169.
- Jarque-Bera (1987). "A test for normality of observations and regression residuals". *International Statistical Review*, 55 (2): JSTOR 1403192, pp. 163-172.
- Stein, J. y P. Allen y Asociados (1995). *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, New York, pp. 37-65.
- Williamson, J. (1994). *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, USA., pp. 177-199.