

**NÚMERO PUBLICACIÓN 566**

**RODOLFO CERMEÑO<sup>1</sup>, MARIO NEGRETE GARCÍA<sup>2</sup>**  
**Política Monetaria Estadounidense y Tipo De**  
**Cambio Real en México, 1996-2012**

Importante

Los Documentos de Trabajo del CIDE son una herramienta para fomentar la discusión entre las comunidades académicas. A partir de la difusión, en este formato, de los avances de investigación se busca que los autores puedan recibir comentarios y retroalimentación de sus pares nacionales e internacionales en un estado aún temprano de la investigación.

De acuerdo con esta práctica internacional congruente con el trabajo académico contemporáneo, muchos de estos documentos buscan convertirse posteriormente en una publicación formal, como libro, capítulo de libro o artículo en revista especializada.

**NOVIEMBRE 2013**



[www.cide.edu](http://www.cide.edu)

<sup>1</sup> División de Economía, Centro de Investigación y Docencia Económicas, CIDE, México, [rodolfo.cermeno@cide.edu](mailto:rodolfo.cermeno@cide.edu)

<sup>2</sup> Licenciado en Economía por el Centro de Investigación y Docencia Económicas, CIDE, México, [mario.negrete@alumnos.cide.edu](mailto:mario.negrete@alumnos.cide.edu)



## Resumen

---

*Este artículo investiga empíricamente la relación entre la Política Monetaria Estadounidense y el tipo de cambio real MXN/USD durante el periodo 1996-2012 con datos mensuales. Se considera un enfoque de cointegración utilizando un modelo de determinantes fundamentales del tipo de cambio real como en Goldfajn y Valdes (1999), donde la tasa de interés internacional es el indicador de la política monetaria estadounidense. Se encuentra evidencia de cointegración y una elasticidad de largo plazo negativa del tipo de cambio real con respecto a la tasa de interés internacional. Por otra parte, la evidencia de los modelos de corrección de error indica que el proceso de ajuste ante desequilibrios en la relación de largo plazo del tipo de cambio real y sus fundamentales toma aproximadamente diez periodos.*

**Palabras clave:** *Política monetaria, tipo de cambio real, raíces unitarias y cointegración.*

**Clasificación JEL:** *C22, C32, E52, F31*

## Abstract

---

*This paper explores empirically the relationship between the Monetary Policy in the U.S. and the real exchange rate MXN/USD over the period 1996-2012 with monthly data. We consider a cointegration approach using a model of real exchange rate fundamentals as in Goldfajn and Valdes (1999), where the international interest rate is used as an indicator of the monetary policy in the U.S. We find evidence of cointegration and a negative long run elasticity of real exchange rate with respect to the international interest rate. On the other hand, the results from error correction estimates indicate that the adjustment process that follows a disequilibrium in the long run relationship of the real exchange rate and its fundamentals lasts approximately ten periods.*

**Keywords:** *Monetary policy, real exchange rate, unit roots and cointegration*

**JEL Classification:** *C22, C32, E52, F31*



## *Introducción*

---

Tras el inicio de la Gran Recesión del 2008, la Reserva Federal y la mayoría de los bancos centrales de los países más desarrollados del mundo implementaron Políticas Monetarias para estimular sus economías. Sin embargo los mecanismos de transmisión tradicionales presentaban serias disrupciones (Ishi et al., 2009) lo que llevó a que disminuyeran sus tasas de interés de referencia a niveles históricamente bajos.

Los efectos domésticos de la Política Monetaria estadounidense han sido documentados en distintos estudios. Existe evidencia de que la disminución de las tasas de interés de referencia de la Reserva Federal permite incrementar los índices accionarios generales (Bernanke y Kuttner, 2004), expandir el producto, disminuir el desempleo y disminuir los costos de los bonos del tesoro de EE. UU. (Bernanke, 2012).

En las últimas décadas la Política Monetaria ha cobrado mayor importancia que la política fiscal para estimular las economías (Mankiw, p. 2012). Las decisiones de Política Monetaria en general son tomadas unilateralmente por cada banco central para estimular su economía doméstica. Sin embargo, en un contexto de apertura económica la Política Monetaria de un país puede tener efectos colaterales sobre otros.

Al respecto, algunos estudios han encontrado que la Política Monetaria de Estados Unidos afecta el ciclo económico de los países emergentes<sup>1</sup> mientras que otros argumentan que dicha política puede afectar el diferencial de bonos de Estados Unidos con respecto a bonos equivalentes de mercados emergentes, conocido como prima de riesgo (Arora y Cerisola, 2000).

Así pues, la Política Monetaria de Estados Unidos puede afectar tanto a variables reales como nominales de los países emergentes aun cuando su intención primaria sea afectar la economía doméstica únicamente. Esto es potencialmente un problema para las economías en desarrollo porque para ellas las decisiones de la Reserva Federal son exógenas y puede afectarlas considerablemente.

A pesar de que los efectos domésticos de la Política Monetaria Estadounidense han sido estudiados ampliamente, la literatura sobre los efectos externos en países en desarrollo no es tan extensa. En particular, los efectos de la Política Monetaria Estadounidense sobre el tipo de cambio real no han sido notablemente estudiados. El presente estudio busca contribuir en este ámbito y tiene como objetivo investigar empíricamente la relación entre la Política Monetaria Estadounidense y el tipo de cambio real MXN/USD.

---

<sup>1</sup> Una Política Monetaria ortodoxa contractiva por parte de la Reserva Federal suele causar depreciación de tipo de cambio nominal, inflación y contracción del producto en los países emergentes (Mackowiak, 2003)

Estudiar los efectos de la Política Monetaria estadounidense sobre el tipo de cambio real MXN/USD tiene relevancia debido a la considerable integración económica entre los dos países. Por otra parte, el peso mexicano es una de las monedas más líquidas de países emergentes y el tipo de cambio real es una variable de considerable importancia para un país como México. En este artículo se utiliza técnicas de series de tiempo, en particular se hace un análisis de raíces unitarias y cointegración.

El resto del artículo se estructura de la siguiente manera. En la sección II se hace una breve revisión de la literatura relevante. En la sección III se presenta un modelo de tipo de cambio real y sus fundamentales así como la hipótesis a evaluar y la metodología econométrica que se utilizará en el estudio. En la sección IV se describen los datos con los que se realiza este estudio, la construcción de variables y se presentan los principales resultados empíricos. Finalmente, en la sección V se presentan las conclusiones del estudio.

### ***Revisión de literatura***

Entre los trabajos más relevantes sobre Política Monetaria externa y tipo de cambio cabe destacar el de Abarca et al. (2010). Estos autores centran sus esfuerzos en estudiar la formación de expectativas sobre el tipo de cambio tras los anuncios de Política Monetaria de EE. UU. y de México. Su estudio se centra en la respuesta del mercado nominal spot de opciones sobre MXN/USD ante sorpresas de Política Monetaria. Encuentran que el tipo de cambio nominal sí responde a sorpresas de Política Monetaria.

La literatura sobre el tipo de cambio real es más extensa aunque por lo general su vínculo con la Política Monetaria internacional no ha sido resaltado. Goldfajn y Valdes (1999) y Cermeño et al. (2010) concentran sus estudios en la relación entre depreciaciones del tipo de cambio real y los ciclos electorales de los países. Sus resultados indican que hasta antes de las reformas y la apertura económica que iniciaron los países de América Latina efectivamente existía una gran posibilidad de devaluación sistemática tras una contienda electoral y el inicio de un nuevo gobierno. Sin embargo esta relación se debilita considerablemente con el otorgamiento de independencia a los bancos centrales.

Grier y Hernández (2004) estudian los factores de política económica que afectan al tipo de cambio real y los efectos que este tiene sobre la economía real. En particular estudian los efectos de dicha incertidumbre sobre el ciclo económico de México y su relación comercial con Estados Unidos. Muestran que la incertidumbre acerca de las futuras políticas económicas puede hacer menos predecible a un tipo de cambio real

apreciado. Además encuentran que un contexto de incertidumbre causado por elecciones en México afecta significativamente la trayectoria del tipo de cambio real y tiende a propiciar un tipo de cambio real más depreciado que genera un menor crecimiento del producto, aún después de controlar los efectos del tipo de cambio real sobre el comercio.

Grier y Grier (2005) señalan la importancia del tipo de cambio real para las economías en desarrollo y los efectos nocivos del mal manejo de la misma. La manipulación del mercado cambiario puede detener la apreciación o depreciación en términos nominales pero no así en términos reales por lo que es inevitable que el tipo de cambio nominal exhiba movimientos abruptos. Los autores señalan que, además de los costos que tiene la apreciación del tipo de cambio real, tales como la erosión de la competitividad de las exportaciones o el crecimiento del desempleo, también genera incertidumbre acerca de la senda del tipo de cambio real futuro lo que tiene considerables efectos negativos sobre el crecimiento económico.

Abida (2011) investiga la importancia de desviaciones del tipo de cambio real en el crecimiento de largo plazo en economías en desarrollo del norte africano entre 1980 y 2008. Define un tipo de cambio real de equilibrio con base en el enfoque de equilibrio de tipo de cambio fundamental a partir del cual obtiene las desviaciones. En base a un modelo de crecimiento de panel dinámico encuentra que las desalineaciones del tipo de cambio real tienen un efecto negativo en el crecimiento de largo plazo.

### *Especificación del Modelo, Hipótesis de trabajo y Metodología empírica*

Modelar el tipo de cambio es un proceso complicado *per se*. Desde un punto de vista teórico las principales teorías contendientes en la forma de modelarlo son la neoclásica y la nekeynesiana (Harvey, 2005). Desde un punto de vista empírico los resultados sobre qué teoría presenta el mejor modelo para explicar el tipo de cambio no es concluyente. Además existe controversia sobre los modelos que mejor describen su dinámica. Meese y Rogoff (1983) hicieron simulaciones de modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico y las compararon con modelos de series de tiempo y caminatas aleatorias para determinar cuáles emulaban mejor el comportamiento del tipo de cambio. Encontraron que en el muy corto plazo las caminatas aleatorias son los mejores modelos, en el mediano plazo los modelos de series de tiempo hacen las mejores aproximaciones y en el largo plazo los modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico tienden a ser más acertados. En este trabajo se optó por utilizar una metodología econométrica de raíces unitarias y cointegración.

### Modelo e hipótesis

El modelo econométrico se basa en los trabajos de Goldfajn y Valdes (1999) y de Cermeño et al. (2010). Estos autores estudian el tipo de cambio real de varias economías latinoamericanas, incluido México, y encuentran que las variables determinantes fundamentales del tipo de cambio real son los términos de intercambio, el tamaño de gobierno y la apertura comercial. En este trabajo se formula la siguiente relación lineal entre el tipo de cambio real ( $RER$ ) y sus determinantes fundamentales:

$$RER_t = \beta_0 + \beta_1 A_t + \beta_2 G_t + \beta_3 TI_t + \beta_4 REU_t + \varepsilon_t$$

Donde  $A$  es una medida del grado de apertura de la economía,  $G$  es el tamaño de gobierno,  $TI$  son los términos de intercambio y  $REU$  es la tasa de interés de Estados Unidos, la cual es considerada como un indicador de la Política Monetaria de Estados Unidos.

Cermeño et al. (2010) señalan que un choque a los términos de intercambio puede apreciar o depreciar el tipo de cambio dependiendo del efecto que predomine. Un choque negativo del tipo de cambio puede tener un efecto ingreso negativo en las pequeñas economías abiertas lo cual podría causar una disminución en el ingreso permanente lo que a su vez reduciría la demanda de bienes no comerciables y causaría una depreciación en el tipo de cambio real.

En contraste, también puede ocurrir un efecto sustitución en el que la producción se aleje de los bienes no comerciables y se concentre en los bienes comerciables resultando en un incremento del precio de los bienes no comerciables y en una apreciación del tipo de cambio. Así, el efecto de los términos de comercio sobre los términos de intercambio depende de si domina el efecto sustitución o el efecto ingreso.

Respecto al tamaño de Gobierno, un incremento en esta variable puede tener dos efectos diferentes sobre el precio de los bienes no comerciables. Un mayor gasto de gobierno puede causar una apreciación si el gobierno incrementa la demanda de bienes no comerciables. En cambio si el nuevo gasto público va hacia bienes importados entonces los incrementos en el gasto estarán asociados con una depreciación del tipo de cambio real. En el caso de la variable Apertura comercial, su efecto también es ambiguo.

La Política Monetaria Estadounidense, medida a través de la tasa de interés de esta economía, puede afectar de varias maneras al tipo de cambio real. En primer lugar, un incremento de la tasa de interés de EE. UU. hace más atractivo *ceteris paribus* invertir en este país, por lo que se podría generar un flujo negativo de capitales en México y el tipo de cambio spot,  $e_t$ , se depreciaría. No obstante, un incremento en la tasa de interés es una Política Monetaria restrictiva por lo que puede producir una desaceleración de la inflación en Estados Unidos.

De esta forma, un incremento en la tasa de interés podría generar que el tipo de cambio real se aprecie por lo que, en este caso, la Política Monetaria

estadounidense podría tener un efecto negativo sobre el tipo de cambio real. Sin embargo, también es posible que la Política Monetaria estadounidense no afecte o que los efectos sobre el tipo de cambio spot y la inflación de EE. UU. se cancelen lo que causaría que el efecto de la Política Monetaria estadounidense sea no significativo.

Dado que en este trabajo se busca determinar si Política Monetaria estadounidense, medida a través de la tasa de interés de dicha economía, tiene o no un efecto sobre el tipo de cambio real se evaluará la hipótesis nula  $H_0: \beta_4 = 0$  versus la hipótesis alternativa  $H_1: \beta_4 \neq 0$ .

### *Metodología Econométrica*

Como se ha mencionado antes, en este artículo se adopta un enfoque de raíces unitarias y cointegración, la cual se describe en detalle a continuación.

#### *(i). Primera batería de pruebas: Raíz unitaria*

Esta batería de pruebas preliminares busca determinar si las variables son estacionarias o presentan raíz unitaria. Se utiliza el procedimiento secuencial de Perron (Phillips y Perron, 1988) mediante la prueba de Dickey-Fuller aumentada (DFA). Además, se implementa la prueba conocida como Dickey-Fuller-GLS (DF-GLS). Por otra parte, también se implementa la prueba de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, conocida como prueba KPSS, que tiene como hipótesis nula que la serie es estacionaria y permite reforzar los resultados de las pruebas anteriores.

#### *(ii). Segunda Batería de Pruebas: Cointegración*

El trabajo de Engle y Granger (1987) mostró que si las variables tienen raíz unitaria la primera diferencia no era necesariamente la mejor solución. Por otra parte, regresiones con este tipo de variables podrían producir resultados espurios. Por esta razón, la segunda batería de pruebas busca determinar si el conjunto de variables que presentan raíz unitaria también presenta cointegración. Para determinar la existencia de cointegración se implementará la prueba de cointegración uniecuacional Engle-Granger y la prueba de cointegración de Johansen.

#### *(iii). Estimación de las relaciones de cointegración*

En el caso de cointegración uniecuacional se utilizarán los siguientes métodos de estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), Mínimos Cuadrados Completamente Modificados (MCCM), Mínimos Cuadrados Dinámicos (MCD) y la Regresión Canónica de Cointegración (RCC). Si bien Engle y Granger (1987) mostraron que cuando hay cointegración el estimador MCO es superconsistente, en muestras pequeñas, los problemas de endogeneidad y autocorrelación pueden producir resultados sesgados. Los estimadores alternativos considerados permiten mitigar los problemas anteriores.

También se considera el método multiecuacional de Johansen y las pruebas de traza y máximo valor propio. Es necesario enfatizar que las

relaciones de cointegración permitirán capturar la relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentales, en particular la variable de Política Monetaria estadounidense. Con el fin de capturar la dinámica de corto plazo, en particular la velocidad de ajuste del tipo de cambio real ante desequilibrios en la relación de largo plazo entre este y sus determinantes fundamentales se procederá a estimar los modelos de corrección de error correspondientes.

*(iv). Tercera Batería de Pruebas: Prueba de exógeneidad débil*

Mediante esta prueba se buscará determinar si las variables determinantes fundamentales del tipo de cambio real responden o no ante desequilibrios en la relación de largo plazo, lo cual se puede hacer evaluando la significancia conjunta de las velocidades de ajuste correspondientes. Evidencia a favor de la hipótesis nula de exógeneidad débil favorecería los resultados de un modelo de cointegración uniecuacional. Por el contrario, si la hipótesis anterior es rechazada, un modelo de Vector de Corrección de Error (VCE) producirá mejores resultados.

## *Resultados Empíricos*

### *Periodo de Estudio*

La muestra consiste en series de datos del tipo de cambio real, índice de términos netos de intercambio, importaciones y exportaciones sobre PIB, consumo público como porcentaje de PIB así como la tasa de interés estadounidense medida por la tasa de interés de los bonos del tesoro estadounidense de tres meses. Los datos son mensuales y comprenden el periodo entre enero de 1996 a diciembre de 2012. La muestra de datos inicia en 1996 porque antes de 1994 el peso se encontraba en un régimen fijo o semifijo por lo que el tipo de cambio nominal no tenía un precio de mercado. Se excluye 1994 y 1995 porque a pesar de que fue el momento en que el peso comenzó a fluctuar en los mercados internacionales México vivió una de las crisis más severas de su historia contemporánea conocida como efecto tequila por lo que las variables en este tiempo siguieron comportamientos erráticos. La muestra de datos termina en diciembre de 2012 porque fue el periodo máximo en el que todas las variables estaban disponibles.

### *Variables y datos*

El tipo de cambio real  $RER_t$  se define de la siguiente manera (FMI, 2007):

$$RER_t = e_t * \frac{INPC_t^{EE.UU.}}{INPC_t^{Mex}}$$

Donde  $e_t$  es el tipo de cambio nominal MXN/USD en el periodo  $t$ ,  $INPC_t^{EE.UU.}$  es el índice de precios de Estados Unidos en el periodo  $t$  y  $INPC_t^{Mex}$  es el índice de precios de México en el periodo  $t$ . La serie proviene del *Department of Agriculture* (USDA, 2013). Tanto el  $INPC_t^{EE.UU.}$  como el  $INPC_t^{Mex}$  tienen base 2005 por lo que la depreciación o la apreciación del tipo de cambio real se hace con respecto a 2005.

Los términos de intercambio son un índice calculado como el cociente porcentual del índice de valor de unidades exportadas sobre índice de valor de las unidades importadas. Se utiliza el índice de términos netos de intercambio de la Organización Mundial de Comercio (OMCa, 2013).

La apertura comercial es aproximada por la suma de las importaciones y las exportaciones como porcentaje del PIB. En este trabajo se utiliza la suma de importaciones y exportaciones de bienes y servicios como porcentaje del PIB, que es una variable similar a la que utilizan Goldfajn y Valdes (1999). Los datos de importaciones, exportaciones y PIB de México provienen de la Organización Mundial del Comercio (OMCb, 2013). Se construye un índice propio a partir de estas variables. Al igual que Goldfajn y Valdes (1999), se utiliza el consumo público como porcentaje del PIB como indicador de tamaño de Gobierno. La serie de datos de consumo público proviene del Banco Mundial (BM, 2013).

En este estudio la Política Monetaria Estadounidense será aproximada por la tasa de interés de este país. Si bien la Reserva Federal modifica la tasa de fondos federales como instrumento de política monetaria, esta tasa sólo es para fondeo de los grandes intermediarios financieros. Dado que el objetivo último de la Política Monetaria es modificar las tasas de interés y que la tasa de interés relevante para los participantes en el mercado es la de los bonos del tesoro de EE. UU. se utilizará la tasa de bonos del tesoro de tres meses en lugar de la tasa de fondos federales. No obstante, la tasa de fondos federales presenta una correlación de 0.9891 con la tasa de bonos del tesoro de 3 meses además de que son prácticamente iguales en magnitud. La serie de datos proviene de la Reserva Federal de San Luis<sup>2</sup>.

Por último, es necesario señalar que las variables de términos de intercambio, apertura económica y tamaño de gobierno son anuales por lo que se interpolan a una frecuencia mensual con la técnica de *linear match last* de Eviews 7. Las variables tipo de cambio real así como tasa de fondos federales y bonos de tesoro a tres meses son desestacionalizadas usando la técnica *Census X-12* del paquete econométrico Eviews. A todas las series se les aplica una transformación logarítmica.

---

<sup>2</sup> Las pruebas y los modelos que se presentan en las secciones posteriores también se realizaron con la tasa de fondos federales con datos que también provenían de la Reserva Federal de San Luis. Los resultados fueron iguales en signo y prácticamente iguales en magnitud. Se optó por no presentar estos resultados porque la interpretación de resultados con la tasa de los bonos del tesoro de 3 meses es más natural pues modificar las tasas de interés de corto plazo es el interés principal de la política monetaria.

### *Pruebas de Raíz Unitaria*

Tras aplicar el procedimiento secuencial de Perron a las variables que forman parte del modelo, como se puede ver en el Anexo I.A, se encuentra que todas las variables presentan evidencia de raíz unitaria al 5% de significancia exceptuando el tipo de cambio real. El procedimiento secuencial de Perron del tipo de cambio real se detiene en la primera etapa (Tabla I.A.1). La prueba de Dickey Fuller aumentada rechaza marginalmente al 0.0424 que el tipo de cambio real tenga raíz unitaria por lo que se aplica pruebas alternativas para verificar este resultado. Se obtiene que la prueba Dickey-Fuller-GLS falla en rechazar la existencia de raíz unitaria al 1% de significancia (Tabla I.B.1). La prueba de Phillips-Perron falla en rechazar marginalmente la existencia de raíz unitaria con un p-value de 0.0560 (Tabla I.B.2). Por su parte la prueba KPSS rechaza al 1% de significancia la hipótesis de que esta variable sea estacionaria lo que aporta evidencia a favor de la hipótesis de raíz unitaria (Tabla I.B.3).

En contraste con la Dickey Fuller aumentada, las pruebas de Dickey Fuller GLS, Phillips-Perron y KPSS aportan evidencia de raíz unitaria. Así tres de cuatro pruebas presentan evidencia en favor de raíz unitaria con un nivel de confianza mayor al 95%, por lo que se considera que la variable tipo de cambio real se comporta como una caminata aleatoria al igual que el resto de las variables del modelo.

### *Pruebas de Cointegración*

Como se puede ver en el Anexo II.B, las pruebas de cointegración de Johansen dan evidencia de cointegración señalando una o dos relaciones de largo plazo. En el Anexo II.C se realizan las pruebas uniecuacionales de Engle-Granger para presentar mayor evidencia de cointegración. De los modelos evaluados, el modelo con constante y sin tendencia (Anexo II.C.2) arroja evidencia de cointegración al 5% de confianza. Estos resultados refuerzan la evidencia de cointegración.

### *Prueba de exógeneidad débil*

Tras identificar que las variables tienen raíz unitaria y presentan cointegración es necesario realizar la tercera batería de pruebas para determinar si existe o no exógeneidad débil y poder finalmente seleccionar el mejor modelo para los datos de estudio. En el Anexo III se puede verificar que se rechaza la hipótesis nula de exógeneidad débil al 0.000021 de significancia. Esto nos permite concluir que los modelos uniecuacionales pueden dar una buena aproximación de la relación de largo plazo pero que el mejor modelo es el Vector de Corrección de Error (VCE).

### Resultados de Estimación

Con base en las pruebas preliminares y por razones prácticas, de aquí en adelante se asume que las variables presentan una relación de cointegración que incluye una constante pero excluye una tendencia. En la Tabla 1 se pueden apreciar los resultados de los modelos uniecuacionales y del modelo multiecuacional de Johansen. Es necesario enfatizar que los resultados del VCE como de los modelos uniecuacionales son iguales en signo y muy similares en magnitud por lo que los resultados son robustos.

TABLA 1 - ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO

Variable dependiente : Ln(RER)	Modelo Multiecuacional I	Elasticidades de Largo Plazo			
		Modelos Uniecuacionales			
Variable independiente :	Johansen	MCO	MCCM	RCC	MCD
LN(Ap)	- 0.442018 (0.20527)**	-0.35948 (0.06666)** *	-0.33475 (0.11759)** *	-0.33004 (0.11831)** *	-0.33515 (0.15211)**
LN(TGob)	- 2.235012 (0.19368)***	-1.40007 (0.0725)***	-1.33646 (0.1279)***	-1.33674 (0.1259)***	-1.33532 (0.15266)** *
LN(TermIn)	- 1.304168 (0.26399)***	-1.5938 (0.11072)** *	-1.61451 (0.19532)** *	-1.60935 (0.19033)** *	-1.60144 (0.19385)** *
LN(TB3)	- 0.100751 (0.00961)***	-0.06431 (0.0036)***	-0.06404 (0.00635)** *	-0.06413 (0.0063)***	-0.06454 (0.00731)** *
C	15.6211 (1.93156)***	14.61245 (0.74166)** *	14.45606 (1.3083)***	14.41395 (1.27977)** *	14.39684 (1.4278)***
R-Cuadrada	0.144843	0.724678	0.72255	0.7224	0.802373
R-Cuadrada ajustada	0.121854	0.718789	0.716615	0.716462	0.784201
Estadístico-F	6.300759	123.0511	-	-	-
Log likelihood	474.9782	320.3707	-	-	-
*, El resultado es significativo al 10%					
** El resultado es significativo al 5%					
*** El resultado es significativo al 1%					

Este trabajo se basará en los resultados del modelo VCE debido a que, como se ha señalado anteriormente, no se encontró evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de exógeneidad débil. En general, las elasticidades de largo plazo del tipo de cambio real con respecto a sus determinantes fundamentales son negativas y estadísticamente significativas. En particular, la elasticidad del tipo de cambio real con respecto a la tasa de interés de bonos del tesoro de Estados Unidos a 3 meses es de aproximadamente -10%.

Como se puede observar en la misma tabla este coeficiente es significativo al 1% lo que indica que el efecto de la política monetaria es distinto de cero por lo que hay evidencia en favor de la hipótesis alternativa,  $H_1: \beta_4 \neq 0$ .

TABLA 2- VELOCIDADES DE AJUSTE

	Velocidades de Ajuste				
	Modelos de Corrección de Error				
	Modelo VCE	Modelos CE (uniecuaionales)			
	Johansen	MCO	MCCM	RCC	MCD
	EcCoint1	Resid MCO(-1)	Resid MCCM(-1)	Resid RCC (-1)	Resid MCD(-1)
Corrección de Erro/Velocidad de Ajuste:	-0.096288 (0.02233)** *	-0.182817 0.033954	-0.185901 (0.034053)** *	-0.185983 (0.034052)** *	-0.186091 (0.033996)** *
R-Cuadrada	0.144843	0.18396	0.18703	0.187136	0.187638
R-Cuadrada ajustada	0.121854	0.162023	0.165176	0.165284	0.1658
Log likelihood	474.9782	481.3079	481.6697	481.6822	481.7415
* El resultado es significativo al 10%					
**El resultado es significativo al 5%					
*** El resultado es significativo al 1%					

La interpretación del signo negativo de esta elasticidad es que una política monetaria contractiva de EE. UU., que aumente la tasa de interés de bonos del tesoro a 3 meses, produce un desequilibrio positivo en la relación de cointegración, lo cual implica un tipo de cambio real depreciado con respecto a sus determinantes fundamentales. Como se puede apreciar en la primera columna de la Tabla 2, la velocidad de ajuste del tipo de cambio real es de aproximadamente 10% lo cual implica que el desequilibrio en la relación de largo plazo será corregido en aproximadamente 10 periodos mediante un proceso de apreciación gradual del tipo de cambio real.

## *Conclusiones*

---

Este artículo planteó la necesidad de expandir el estudio de los efectos colaterales de la Política Monetaria estadounidense en países emergentes. En particular, estudiar los efectos colaterales de la Política Monetaria Estadounidense en el tipo de cambio real MXN/USD. La elección de las variables a incluir en el modelo se realizó siguiendo a Goldfajn y Valdes (1999) y Cermeño et. al (2010).

Se encontró evidencia de raíz unitaria para las variables del modelo y que un enfoque de cointegración multiecuacional era el más apropiado. Se encuentra evidencia de elasticidades negativas del tipo de cambio real con respecto a sus determinantes fundamentales. Se observó que la Política Monetaria estadounidense medida a través de la tasa de interés de los bonos gubernamentales a 3 meses si afecta la relación de equilibrio de largo plazo. En particular, un aumento en la tasa de interés de EE. UU. produce un desequilibrio positivo que implica una depreciación del tipo de cambio real, la cual será seguida por un proceso de apreciación que durará aproximadamente 10 periodos en restablecer la relación de largo plazo.

## Anexos

### Anexo I- Pruebas de Raíz Unitaria

#### Anexo I.A- Procedimiento secuencial de Perron

Phillips-Perron proponen utilizar los residuales de estimaciones de MCO con especificaciones de constante, tendencia o ambas para evaluar si las series de datos tienen raíz unitaria. En particular el procedimiento (Phillips y Perron, 1988) aportan una metodología efectiva para determinar si las variables tienen raíz unitaria.

En este artículo se aplica la metodología de Phillips-Perron. Se utiliza la prueba Dickey-Fuller aumentada en combinación con el criterio de Akaike para determinar si hay raíz unitaria. El modelo sobre el que hacen las pruebas estadísticas es el siguiente:

$$y_t = a + (p - 1)y_{t-1} + dt + \varepsilon_t$$

**TABLA I.A.1- PROCEDIMIENTO SECUENCIAL DE PERRON PARA TIPO DE CAMBIO REAL (RER)**

Hipótesis nula: La variable tiene raíz unitaria						
Variable: Tipo de Cambio Real						
Etapa	Ecuación de caso	H0	Estadístico F	Valor crítico a 5% de significancia	P-value	¿Hay Raíz unitaria?
i)	Caso 4) Intercepto y Tendencia	(p-1)=0			0.0424	Rechazamos la hipótesis de Raíz unitaria
Hay suficiente evidencia para rechazar que esta variable tenga raíz unitaria						

**TABLA I.A.2- PROCEDIMIENTO SECUENCIAL DE PERRON PARA ÍNDICE DE APERTURA (APERTURA)**

Hipótesis nula: La variable tiene raíz unitaria						
Variable: Índice de apertura						
Etapa	Ecuación de caso	H0	Estadístico F	Valor crítico a 5% de significancia	P-value	¿Hay Raíz unitaria?
i)	Caso 4) Intercepto y Tendencia	$(p-1)=0$			0.9794	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
ii)	Caso 4) Intercepto y Tendencia	$(p-1)=d=0$	3.6846	6.49		Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
iv)	Caso 2) Intercepto sin Tendencia	$(p-1)=0$			0.6281	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
v)	Caso 2) Intercepto sin Tendencia	$(p-1)=a=0$	0.8513	4.71		Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
vii)	Caso 1) Sin Intercepto y sin Tendencia	$(p-1)=0$			0.6976	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
No hay suficiente evidencia para rechazar que esta variable tenga raíz unitaria						

**TABLA I.A.3- PROCEDIMIENTO SECUENCIAL DE PERRON PARA TAMAÑO DE GOBIERNO (TGOB)**

Hipótesis nula: La variable tiene raíz unitaria						
Variable: Consumo Público						
Etapa	Ecuación de caso	H0	Estadístico F	Valor crítico a 5% de significancia	P-value	¿Hay Raíz unitaria?
i)	Caso 4) Intercepto y Tendencia	$(\rho-1)=0$			0.2078	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
ii)	Caso 4) Intercepto y Tendencia	$(\rho-1)=d=0$	3.9983	6.49		Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
iv)	Caso 2) Intercepto sin Tendencia	$(\rho-1)=0$			0.0831	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
v)	Caso 2) Intercepto sin Tendencia	$(\rho-1)=a=0$	3.9564	4.71		Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
vii)	Caso 1) Sin Intercepto y sin Tendencia	$(\rho-1)=0$			0.8896	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
No hay suficiente evidencia para rechazar que esta variable tenga raíz unitaria						

**TABLA 1.A.4- PROCEDIMIENTO SECUENCIAL DE PERRON PARA TÉRMINOS DE INTERCAMBIO (TERMIN)**

Hipótesis nula: La variable tiene raíz unitaria						
Variable: Términos de Intercambio						
Etapa	Ecuación de caso	H0	Estadístico F	Valor crítico a 5% de significancia	P-value	¿Hay Raíz unitaria?
i)	Caso 4) Intercepto y Tendencia	$(p-1)=0$			0.1828	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
ii)	Caso 4) Intercepto y Tendencia	$(p-1)=d=0$	4.0647	6.49		Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
iv)	Caso 2) Intercepto sin Tendencia	$(p-1)=0$			0.8028	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
v)	Caso 2) Intercepto sin Tendencia	$(p-1)=a=0$	3.3374	4.71		Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
vii)	Caso 1) Sin Intercepto y sin Tendencia	$(p-1)=0$			0.9965	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
No hay suficiente evidencia para rechazar que esta variable tenga raíz unitaria						

**TABLA I.A.5- PROCEDIMIENTO SECUENCIAL DE PERRON PARA TREASURY BILL DE TRES MESES (TB3)**

Hipótesis nula: La variable tiene raíz unitaria						
Variable: TB3						
Etapa	Ecuación de caso	H0	Estadístico F	Valor crítico a 5% de significancia	P-value	¿Hay Raíz unitaria?
i)	Caso 4) Intercepto y Tendencia	$(p-1)=0$			0.5916	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
ii)	Caso 4) Intercepto y Tendencia	$(p-1)=d=0$	2.2107	6.49		Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
iv)	Caso 2) Intercepto sin Tendencia	$(p-1)=0$			0.8361	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
v)	Caso 2) Intercepto sin Tendencia	$(p-1)=a=0$	0.8143	4.71		Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
vii)	Caso 1) Sin Intercepto y sin Tendencia	$(p-1)=0$			0.3277	Fallamos en rechazar la existencia de raíz unitaria
No hay suficiente evidencia para rechazar que esta variable tenga raíz unitaria						

### Anexo I.B- Pruebas complementarias de raíz unitaria

El procedimiento secuencial de Perron se detiene en la primer etapa y aporta evidencia al 95% de confianza de que no existe raíz unitaria. Es necesario resaltar que este procedimiento está basado en la prueba de DickeyFuller aumentada por lo que es necesario utilizar otras pruebas más sofisticadas para verificar estos resultados.

**TABLA I.B.1- PRUEBA COMPLEMENTARIA DF-GLS DE RAÍZ UNITARIA**

<b>Hipótesis Nula: LN(RER) tiene raíz unitaria</b>	
Exógenas: Constante, Tendencia Lineal	
Extensión de rezagos: 1 (Automáticos - basados en AIC, maxlag=14)	
	Estadístico-t
Estadístico de Prueba Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS	-1.267446
Valores críticos de la prueba:	
Nivel 1%	-3.4603
Nivel 5%	-2.9294
Nivel 10%	-2.63895
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Tabla 1)	
Ecuación de prueba DF-GLS en los residuales sin tendencia GLS	
<b>Falla en rechazar al 5% que LN(RER) tenga raíz unitaria</b>	

**TABLA I.B.2- PRUEBA COMPLEMENTARIA PHILLIPS-PERRON DE RAÍZ UNITARIA**

Hipótesis Nula: LN(RER) tiene raíz unitaria		
Exógenas: Constante, Tendencia		
Lineal		
Ancho de banda: 1 (Newey-West automático) usando kernel de Bartlett		
	Est.-t Aj.	Prob.*
Prueba estadística Phillips-Perron	-3.386908	0.0560
Valores críticos de la prueba:		
	Nivel 1%	-4.003902
	Nivel 5%	-3.432115
	Nivel 10%	-3.139793
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Variación residual (sin corrección)		0.000482
Varianza corregida de HAC (Bartlett kernel)		0.000592
Prueba de ecuación Phillips-Perron		
Falla en rechazar al 5% que LN(RER) tenga raíz unitaria		

**TABLA I.B.3- PRUEBA COMPLEMENTARIA KPSS DE RAÍZ UNITARIA**

Hipótesis Nula: LN(RER) es estacionaria		
Exógenas: Constante, Tendencia		
Lineal		
Ancho de banda: 11 (Newey-West automático) usando kernel de Bartlett		
		Est.-LM
Prueba estadística Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		0.280439
Valores críticos asintóticos*:		
	Nivel 1%	0.216000
	Nivel 5%	0.146000
	Nivel 10%	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabla 1)		
Variación residual (sin corrección)		0.006806
Varianza corregida de HAC (Bartlett kernel)		0.062011
Prueba de ecuación KPSS		
Rechaza al 1% que LN(RER) sea estacionaria (i.e. tiene raíz unitaria)		

## Anexo II- Cointegración

### Anexo II.A- Determinación de Rezagos Óptimos

Para hacer las pruebas de cointegración de Johansen es necesario especificar el número de rezagos con el que se realizarán las pruebas. Para determinar el número de rezagos es necesario estimar un modelo VAR y utilizar los criterios de información de Akaike, Schwartz y Hannan Quinn seleccionar el número óptimo. Como se puede ver en la Tabla II.A.1 el número óptimo de rezagos para un modelo VAR es dos. Dado que la prueba de cointegración de Johansen se realiza sobre la primera diferencia de las variables el número óptimo de rezagos es uno.

**TABLA II.A.1- DETERMINACIÓN ÓPTIMA DE REZAGOS**

¿Cuál es el número óptimo de rezagos?					
Criterios de selección de orde de rezagos VAR					
Variables Engógenas: LN(RER) LN(Ap) LN(Tgbo) LN(TermIn) LN(TB3)					
Variables Exógenas: C					
Muestra: 1996M01 2013M12					
Rezagos	FPE	AIC	SC	HQ	
0	3.59E-11	-9.85997	-9.775139	-9.825613	
1	3.96E-21	-32.78809	-32.27911	-32.58195	
2	6.45e-23*	-36.90629*	35.97315*	-36.52836*	
3	6.98E-23	-36.82914	-35.47185	-36.27943	
4	7.19E-23	-36.80204	-35.0206	-36.08054	
5	8.39E-23	-36.65141	-34.44582	-35.75813	
6	1.01E-22	-36.47634	-33.84659	-35.41127	
7	1.11E-22	-36.38891	-33.33501	-35.15206	
8	1.26E-22	-36.26602	-32.78796	-34.85738	
9	1.37E-22	-36.19815	-32.29594	-34.61773	
10	1.38E-22	-36.20767	-31.88131	-34.45546	
11	1.59E-22	-36.09095	-31.34043	-34.16695	
12	1.86E-22	-35.9592	-30.78454	-33.86342	
* Indica el orden de rezago seleccionado por el criterio					
FPE: Error de predicción final					
AIC: Criterio de información de Akaike					
SC: Criterio de Información de Schwarz					
HQ: Criterio de Información de Hannan-Quinn					
El número de rezagos óptimos es dos					

## Anexo II.B Prueba de cointegración de Johansen

Al determinar que el número óptimo de rezagos es uno se puede continuar con la prueba de cointegración de Johansen. Los resultados se observan en la Tabla II.B.1.

**TABLA II.B.1 PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

¿Hay relaciones de cointegración?					
Muestra: 1996M01 2013M12 Series: LN(RER) LN(Ap) LN(Tgbo) LN(TermIn) LN(TB3) Intervalo de Rezagos*: 1 a 1 Criterio de Selección (0.05 nivel de confianza**) Número de Relaciones de cointegracion por modelo					
Tendencia en los datos:	Ninguna No	Ninguna Intercepto No	Lineal Intercepto	Lineal Intercepto	Cuadrática Intercepto
Tipo de prueba:	Tendencia	Tendencia	No Tendencia	Tendencia	Tendencia
Trace		1	2	2	2
Max-Eig		1	2	2	2
*En esta prueba es el número de rezagos óptimos menos uno **Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
La prueba de Cointegración de Johansen sostiene una o dos relaciones de cointegración					

## Anexo II.C Prueba de cointegración uniecuacional Engle-Granger

La prueba de cointegración uniecuacional Engle-Grenger (1987 ) introducen una prueba de cointegración uniecuacional. La prueba consiste en estimar modelos, guardar los residuales y a los residuales correrles pruebas de raíz unitaria. La prueba Engle-Granger recomiendan utilizar la prueba  $\tau$ -Dickey-Fuller aumentada para los residuales pero se deben utilizar los valores críticos de MacKinnon para las pruebas de hipótesis (Cermeño, 2013).

Los valores críticos que se utilizan en la prueba de cointegración uniecuacional de Engle-Granger provienen de la Tablas de superficies de respuesta de MacKinnon(2003). "CriticalValuesforCointegrationTests". Se usan los valores críticos de estas tablas y se hace un ajuste por el tamaño de la muestra siguiendo la siguiente fórmula:

$$C_k(p, T_k) = \beta_\infty + T_k^{-1}\beta_1 + T_k^{-2}\beta_2 + e$$

Los resultados de las pruebas se pueden ver en las Tablas II.C. 1-4

**TABLA.II.C.1 MODELO SIN CONSTANTE Y SIN TENDENCIA**

<b>Hipótesis Nula: El residual tiene raíz unitaria del modelo tiene raíz unitaria (i.e. No hay cointegración)</b>			
Número de rezagos: 4 (Automaticos basados en Criterio de Información de Akaike, maxlag=14) Observaciones: 187 después de ajustes			
Modelo:	Estadístico-t*	Prob.**	Valor crítico**
		1%	-5.074549733
1) Sin constante y sin tendencia	-3.430002	5%	-4.490183422
		10%	-4.188942246
<b>Falla en rechazar al 5% que los residuales tengan raíz unitaria</b>			
<b>No hay evidencia de cointegración en el modelo sin constante y sin tendencia</b>			
* El estadístico-t proviene de la prueba DickeyFuller aumentada			
** Modelo sin tendencia			

**TABLA.II.C.2 MODELO CON CONSTANTE Y SIN TENDENCIA**

<b>Hipótesis Nula: El residual tiene raíz unitaria del modelo tiene raíz unitaria (i.e. No hay cointegración)</b>			
Número de rezagos: 4 (Automaticos basados en Criterio de Información de Akaike, maxlag=14) Observaciones: 187 después de ajustes			
Modelo:	t-Statistic*	Prob.**	Valor crítico**
		1%	-5.074549733
2) Con constante y sin tendencia	-4.69622	5%	-4.490183422
		10%	-4.188942246
<b>Rechaza al 95% de significancia que los residuales tengan raíz unitaria</b>			
<b>Hay evidencia de cointegración en el modelo con constante y sin tendencia</b>			
* El estadístico-t proviene de la prueba DickeyFuller aumentada			
** Modelo sin tendencia			

**TABLA.II.C.3 MODELO SIN CONSTANTE Y CON TENDENCIA**

<b>Hipótesis Nula: El residual tiene raíz unitaria del modelo tiene raíz unitaria (i.e. No hay cointegración)</b>			
Número de rezagos: 4 (Automaticos basados en Criterio de Información de Akaike, maxlag=14) Observaciones: 187 después de ajustes			
Modelo:	t-Statistic*	Prob.***	Valor crítico***
		1%	-5.392860428
3. Sin constante y con tendencia	-3.914597	5%	-4.808080749
		10%	-4.506973797
Falla en rechazar al 5% que los residuales tengan raíz unitaria No hay evidencia de cointegración en el modelo sin constante y con tendencia			
* El estadístico-t proviene de la prueba DickeyFuller aumentada *** Modelo con tendencia lineal			

**TABLA.II.C.4 MODELO CON CONSTANTE Y CON TENDENCIA**

<b>Hipótesis Nula: El residual tiene raíz unitaria del modelo tiene raíz unitaria (i.e. No hay cointegración)</b>			
Número de rezagos: 4 (Automaticos basados en Criterio de Información de Akaike, maxlag=14) Observaciones: 187 después de ajustes			
Modelo:	t-Statistic*	Prob.***	Valor crítico***
		1%	-5.392860428
4. Con constante y con tendencia	-4.761518	5%	-4.808080749
		10%	-4.506973797
Falla en rechazar al 5% que los residuales tengan raíz unitaria No hay evidencia de cointegración en el modelo con constante y con tendencia			
* El estadístico-t proviene de la prueba DickeyFuller aumentada *** Modelo con tendencia lineal			

Anexo III Prueba de Exogeneidad Débil

**TABLA III. 1-PRUEBA DE EXÓGENEIDAD DÉBIL**

¿Hay exogeneidad débil de los instrumentos?					
Estimaciones de Vector de Corrección de Error					
Muestra (ajustada): 1996M01 2011M12					
Errores estándar en ( ) & estadístico-t en [ ]					
Restricciones de Cointegración:					
A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0, A(5,1)=0					
Convergencia lograda después de 7 iteraciones.					
No todos los vectores de cointegración están definidos					
Prueba LR para pruebas de restricción (rango = 1):					
Chi-cuadrada(4)	26.92509				
Probabilidad	0.000021				
Ecuaciones de Cointegración: EcCoint 1					
LN(RER)(-1)	-27.01859				
LN(Ap)(-1)	-10.42986				
LN(TGov)(-1)	-33.82396				
LN(TermIn)(-1)	-38.4391				
LN(TB3)(-1)	-1.735565				
C	366.8206				
Corrección de Error:					
	D(LN(RER))	D(LN(Ap))	D(LN(TGov))	D(LN(TermIn))	D(LN(TB3))
EcCoint1	0.007487 (0.00115) [ 6.52475]	0.000000 (0.00000) [ NA]	0.000000 (0.00000) [ NA]	0.000000 (0.00000) [ NA]	0.000000 (0.00000) [ NA]
D(LN(RER)(-1))	0.273160 (0.06535) [ 4.18013]	0.007476 (0.00648) [ 1.15389]	-0.002223 (0.00479) [-0.46435]	-0.001583 (0.00293) [-0.54026]	-2.055336 (0.80392) [-2.55666]
R-cuadrada	0.211513	0.762699	0.883375	0.788066	0.066661
R-cuadrada ajustada	0.190317	0.756320	0.880240	0.782369	0.041571
Sum sq. resids. cuad.	0.073590	0.000723	0.000395	0.000148	11.13752
Escuación S.E.	0.019891	0.001972	0.001457	0.000892	0.244702
Estadístico-F	9.978975	119.5627	281.7702	138.3262	2.656891
Log likelihood	482.7705	926.5046	984.5950	1078.906	0.892712
Akaike AIC	-4.966359	-9.58859	-10.1937	-11.17611	0.053201
Schwarz SC	-4.864562	-9.486793	-10.0919	-11.07431	0.154998
Media Dependiente	-0.001351	0.000561	0.000690	0.000804	-0.030805
Desv. Est. dependiente	0.022105	0.003995	0.004211	0.001911	0.249953
No hay exogeneidad débil					

## *Bibliografía*

---

- Abarca, G., Benavides, G., Gonzalo, J., 2010. Exchange Rate Market Expectations and Central Bank Policy: The case of the Mexican Peso-US Dollar from 2005-2009. Banco de México, working paper.
- Abarca, Z., 2011. Real Exchange Rate Misalignment and Economic Growth: An Empirical Study for the Maghreb Countries. *International Journal of Economics and Finance* 3, 189-201.
- Abida, Zouheir 2011. Real Exchange Rate Misalignment and Economic Growth: An Empirical Study for the Maghreb Countries. *International Journal of Economics and Finance*, Vo. 3 No. 3.
- Arora, V., Cerisola, M., 2000. How Does U.S. Monetary Policy Influence Economic Conditions in Emerging Markets? IMF Working Paper.
- Banco Mundial (BM), 2013. General government final consumption expenditure (% of GDP). <http://data.worldbank.org/>
- Bernanke, B., Kuttner, K., 2004. What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? NBER Working Paper 10402.
- Bernanke, B., 2012. Speech at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium. Jackson Hole, Wyoming.
- Cermeño, R., Grier, K., Grier, R., 2010. Elections, exchange rates and reform in Latin American. *Journal of Development Economics*, 92, 166-174.
- Engle, R., Granger, C., 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing *Econometrica* 55, 251-276.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (St. Louis FED), 2013. 3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate. <http://research.stlouisfed.org/fred2/>
- Fondo Monetario Internacional (FMI), 2007. Back to basics: Why Real Exchange Rates? <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2007/09/pdf/basics.pdf>
- Granger, C., Newbold, P., 1974. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics* 2, p. 111-120.
- Grier, K., Grier, R., 2005. Real appreciation, exchange rate predictability, and output growth in a sample of developing countries. Working paper.
- Grier, K., Hernandez, F., 2004. The Real Exchange Rate Process and its Real Effects: The Cases of Mexico and the USA. *Journal of Applied Economics*, May, 1-25.
- Goldfajn, I., Valdes, I., 1999. The Aftermath of Appreciations. *The Quarterly Journal of Economics* 114, 229-262.
- Hamilton, J., 1994. *Time series analysis*. Princeton University Press.
- Harvey, J., 2005. Post Keynesian versus Neoclassical Explanations of Exchange Rate Movements: A Short Look at the Long Run. *Journal of Post Keynesian Economics* 28, 161-179.
- Ishi, K., Stone, M., Yehoue B., 2009. Unconventional Central Bank Measures for Emerging Economies. IMF Working Paper.
- Johansen, S., 2000. Modelling of cointegration in the vector autoregressive model. *Economic Modelling*, Elsevier 17, 359-373.

- Mackowiak, B., 2003. External Shocks, U.S. Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets. Working paper Humboldt University in Berlin.
- MacKinnon, J., 2010. Critical Values for Cointegration Tests. Queen's Economics Department Working Paper 1227.
- Mankiw, N., 2012. Macroeconomics. Worth Publishers 8 ed.
- Messe, R., Rogoff, K., 1983. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. Do they fit out of sample? *Journal of International Economics* 14, 3-24.
- Phillips, P. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, 75, 335-346
- Phillips, P., Hansen, B., 1990. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies* 57, 99-125.
- Organización Mundial de Comercio (OMCa), 2013. Annual, Net Barter terms of trade: 1980-2011. [http://www.wto.org/english/res\\_e/statis\\_e/statis\\_e.htm](http://www.wto.org/english/res_e/statis_e/statis_e.htm)
- Organización Mundial de Comercio (OMCb), 2013. Exports of goods and services (% of GDP) and Imports of goods and services (% of GDP). [http://www.wto.org/english/res\\_e/statis\\_e/statis\\_e.htm](http://www.wto.org/english/res_e/statis_e/statis_e.htm)
- Phillips, P., Perron, P., 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75, 335-346.
- United States Department of Agriculture (USDA), 2013. Real country monthly average exchange rates (local currency per \$US). <http://www.ers.usda.gov/data-products/agricultural-exchange-rate-data-set.aspx#.UZ9t0aL3IWI>

Documentos  
de trabajos  
**eBooks** **Novedades**  
Fondo  
editorial  
**Revistas**  
**eLIBROS**

[www.LibreriaCide.com](http://www.LibreriaCide.com)