



Desequilibrios cambiarios y crisis: Canadá, México, Japón y Reino Unido vs dólar de EE.UU. (1994-2014)

Exchange rate disequilibria integration and crisis: Canada, México, Japan and United Kingdom vs EE.UU. dollar (1994-2014)

Miriam Sosa^a, Edgar Ortiz^{a,*}

^a*Universidad Nacional Autónoma de México*

Recibido el 10 de diciembre de 2014; aceptado el 18 de agosto de 2015

Disponible en internet el 20 de noviembre de 2015

Resumen

Cambios en el comportamiento del tipo de cambio se reflejan en desviaciones en su equilibrio a largo plazo con otras divisas; dichas desviaciones disminuyen la confianza en una divisa local, así como en su valor, conllevando a severas devaluaciones o depreciaciones; en períodos de inestabilidad financiera los desequilibrios se intensifican ocasionando crisis tanto en el caso de economías desarrolladas como en el caso de los países emergentes. El presente trabajo tiene como objetivo analizar el comportamiento, determinación y relaciones de largo plazo del tipo de cambio de México, Canadá, Reino Unido y Japón en relación al dólar de EE.UU. Se resaltan algunos aspectos sobre integración y crisis porque la muestra incluye a los tres países miembros del TLCAN. Se aplica un modelo de precios flexibles (MPF). Como causas plausibles determinantes del tipo de cambio se consideran los cambios en los diferenciales de tres variables macroeconómicas clave locales y ex-

* Autor para correspondencia:

Correo electrónico: edgaro@unam.mx (E. Ortiz)

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.cya.2015.08.014>

0186-1042/Derechos Reservados © 2015 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0.

ternas: producción industrial, el indicador de la base monetaria M3 y tasa de interés. El análisis econométrico incluye un modelo multifactorial, análisis de cointegración, análisis de causalidad de Granger, y la estimación del mecanismo de corrección de error (MCE), necesariamente aplicando un Vector Autorregresivo. Las series de estudio son mensuales y cubren el periodo de junio de 1994 a febrero 2014. Los resultados sugieren que el tipo de cambio está en general relacionado con crisis en las economías de Canadá, México, Japón y Reino Unido. No obstante, ha mantenido una relación de equilibrio a largo plazo respecto al dólar de EE.UU.; sus perturbaciones no han roto dicha relación.

Derechos Reservados©2015 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración.

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0.

Palabras clave: Crisis; Tipo de cambio; Desequilibrios cambiarios; Modelo de precios flexibles; México

Abstract

Changes in exchange rate behavior derive in deviations from its long run equilibrium with other currencies; those deviations decrease confidence in a local currency, as well as in its value, leading to severe devaluations or depreciations; during periods of financial instability disequilibrium intensifies causing crisis, both in the case of developed and emerging economies. The objective of this work is analyzing the behavior, determination and long run relationships between exchange rates from Mexico, Canada, United Kingdom, Japan in relation to the dollar of the United States. Some integration and crisis aspects are stressed because the sample include the three members of NAFTA. A model of flexible prices (MFP) is applied. For plausible determinants of exchange rates are considered changes in the differentials of three key macroeconomic variables, local and foreign are used: industrial production, money supply M3, and interest rate. Econometric analysis includes a Multifactorial model, cointegration analysis, Granger causality analysis, and estimation of the error correction model (ECM), including a Vector Autoregressive Model. Monthly time series are used for the period June 1994 to February 2014. The empirical evidence suggests that exchange rates are generally associated with crisis in the economies of México, Canada, United Kingdom and Canada. Nevertheless, a long run equilibrium with respect to US dollar has been maintained; shocks from exchange rate have not broken that relationship.

All Rights Reserved © 2015 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración.

This is an open access item distributed under the Creative Commons CC License BY-NC-ND 4.0.

Keywords: Crisis; Exchange rate; Currency disequilibria; Flexible prices model; Mexico

Introducción

Las crisis económico-financieras por lo general están asociadas con desequilibrios en el tipo de cambio. A menudo, dichos desequilibrios son el detonador de severas crisis, aunque otras causas constituyan los factores subyacentes que ocasionan fragilidad cambiaria en un país. Importantes determinantes del comportamiento del tipo de cambio constituyen las relaciones que esta variable mantiene con otras variables económicas, tanto internas como de sus principales socios económicos y financieros. En ese caso, se trata de indicadores de cointegración y equilibrio cambiario a largo plazo. Frecuentemente, relaciones de equilibrio de largo plazo se rompen, exponiendo a una economía a una alta volatilidad y riesgo cambiario, retroalimentando al resto de las variables fundamentales e inhibiendo así su desarrollo económico. Dentro de esta dinámica, la tendencia mundial ha sido hacia la adopción de tipos de cambio flexibles. En lo que respecta a las economías de Japón, Canadá y Reino Unido, analizadas en el presente trabajo, dicho régimen cambiario es llevado a la práctica, así como en el caso de EE.UU., cuya divisa constituye la base del presente estudio. En lo que concierne a la política cambiaria de México, la crisis cambiaria de 1994-1995 conllevó a la adopción del tipo de cambio libre como la mejor alternativa, aunque el Banco de México interviene discrecionalmente mediante el manejo de las reservas internacionales.

Así, tomando en cuenta la recurrencia de crisis económico-financieras, es importante determinar si las divisas bajo estudio mantienen una asociación de equilibrio a largo plazo entre sí, así como con variables macroeconómicas clave locales y las de los otros países. Bajo esta motivación, en el presente trabajo se estiman las relaciones de largo plazo de los determinantes del tipo de cambio, de acuerdo con el modelo de precios flexibles (MPF), para las economías de Reino Unido, Japón, Canadá y México durante el periodo 1994:06 a 2014:02. La metodología aplicada incluye: a) análisis de cointegración; b) análisis de causalidad de Granger; c) determinación del mecanismo de corrección del error (MCE), o modelo de corrección del error (VEC), para lo cual se aplica un vector autorregresivo, introduciendo variables *dummy* en los periodos inmediatos a las crisis. El MCE consiste en una especificación econométrica que permite vincular el análisis de equilibrio de largo plazo, incorporando la dinámica de ajuste del corto plazo, fenómeno derivado de la recursividad de crisis cambiarias.

Estudios recientes

Numerosos estudios han sido avanzados para examinar el comportamiento del tipo de cambio bilateral. Entre los modelos más utilizados cabe destacar: a) modelos de la paridad de poder adquisitivo (PPA) absoluta y relativa (Beckmann, 2013; Axel, Paul y Simpson, 2014); b) modelos de flujos de capital (Harberger, 1985, así como Evans and Lyons, 2009); c) modelos de precios de activos (Frenkel, 1982 y Edwards, 1994); d) modelos monetarios de precios rígidos propuestos por Dornbusch (1976); e) modelos de equilibrios de cartera (Branson, 1976; Frenkel, 1993), y, finalmente, f) modelos monetarios de precios flexibles, originalmente avanzados por Frenkel (1976), Mussa (1976) y Bilson (1978).

Este último modelo (MPF) analiza la evolución y determinación del tipo de cambio en función de los diferenciales entre variables monetarias y fundamentales locales. Literatura relacionada ha sido desarrollada de manera reciente por Cheung, Chin y García Pascual (2005); Ince y Trafalis (2006); Chin, Azali, Yusop y Yusoff (2007); Lee, Mohamed, Yusop y Yusoff (2008); Long y Samreth (2008); Chinn y Moore (2011); Alao, Oziegber, Ibidapo y Sjarimakin (2011); Shylajan, Sereejesh, y Suresh (2011); Burstein y Gopinath (2013), así como Adawo y Effiong (2014). En esta dirección, el presente estudio contribuye con una aplicación más sobre la validación del marco teórico del MPF pero en el marco de recientes crisis financieras, i.e., la determinación del comportamiento del tipo de cambio, identificando equilibrio y desajustes cambiarios con base en diferenciales entre variables económicas y financieras locales y extranjeras para los casos de Canadá, México, Japón y Reino Unido, versus dichas variables de EE.UU.

Modelo de tipo de cambio

El MPF aplicado en la presente investigación sigue de cerca los estudios de Frenkel (1976), Bilson (1978), así como las recientes investigaciones de Lee, Mohamed, Yusop y Yusoff (2008); Alao, Oziegbe, Ibidapo y Sharimakin (2011), y Adawo y Effiong (2014). Formalmente:

$$e_t = p_t - p_t^*, \quad (1)$$

$$m_t = \gamma_1 p_t + \gamma_2 y_t + \gamma_3 r_t, \quad (2)$$

$$m_t^* = \gamma_1 p_t^* + \gamma_2 y_t^* + \gamma_3 r_t^* \quad (3)$$

Donde e_t es el tipo de cambio *spot*, m_t , p_t , r_t y y_t expresan la cantidad de dinero, el nivel de precios, la tasa de interés a corto plazo y el nivel de ingreso real en la economía doméstica, respectivamente; el * asterisco denota las mismas variables pero de la economía extranjera. La clave del análisis es precisamente el diferencial entre variables locales y extranjeras; todas las variables se expresan en logaritmos naturales, excepto la tasa de interés. Resolviendo las ecuaciones (2) y (3) para el nivel de precios relativo y sustituyendo en la ecuación (1), se obtiene el MPF:

$$e_t = (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \lambda(r_t - r_t^*) \quad (4)$$

Aquí, β y λ denotan, respectivamente, la elasticidad de la demanda de saldos reales con respecto al ingreso real, así como la semielasticidad de la demanda de saldos reales con respecto al tipo de interés nacional¹.

Relajando los supuestos la ecuación (4) sin restricciones, el modelo se expresa de la siguiente manera:

$$e_t = \alpha_0 m_t - \alpha_1 m_t^* - \beta_0 y_t - \beta_1 y_t^* + \lambda_0 r_t - \alpha_1 r_t^* + \varepsilon_t \quad (5)$$

Tomando como punto de partida la ecuación (4), el modelo postula que los determinantes del tipo de cambio son la oferta y la demanda de dinero.

Variables y metodología seleccionadas

Las series utilizadas en el presente estudio provienen de la base de datos *General Economic Monitor* (GEM), del Banco Mundial, para el caso de producción industrial y tipo de cambio²; asimismo, para M3 como agregado monetario y para la tasa de interés de corto plazo (de tres meses) de Canadá y Reino Unido, se recurrió a la base *Monthly Monetary and Financial Statistics* de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). Para México, Japón y EE.UU., los datos fueron obtenidos de Banco de México, Banco Central de Japón y de Eurostat (base estadística de la Unión Europea), respectivamente. La frecuencia de las series es mensual, y el periodo de estudio comprende de 1994:06 a 2014:02.

El modelo de vector de corrección del error (VEC) (Granger y Weiss, 1983 y Engle y Granger, 1987) es una variante del modelo de vector autorregresivo (VAR) con ciertas especificaciones, entre las cuales resaltan las restricciones de cointegración incluidas en su descripción. La metodología está diseñada para ser

¹ La ecuación (4) asume la igualdad de demanda para los coeficientes monetarios (Lee C., Mohamed, A., Yusop, Z., & Yusoff, 2008).

² La producción industrial es variable proxy del ingreso doméstico y de la economía extranjera. Datos en dólares estadounidenses constantes desestacionalizados.

utilizada con series que no son estacionarias pero que están cointegradas. El principio básico de estos modelos señala que hay una relación de largo plazo entre las variables económicas o financieras examinadas, pero que en el corto plazo pueden existir desequilibrios (Gujarati y Porter, 2009); los desequilibrios de mayor intensidad están vinculados con crisis económico-financieras. Con los modelos VEC, una proporción del desequilibrio puede ser corregida de forma gradual a través de ajustes parciales en el corto plazo.

Una vez demostrado que las variables del modelo están cointegradas³, tanto la formulación inicial estática como su estimación adquieren relevancia, primordialmente, porque es posible distinguir entre las desviaciones de la variable explicada con respecto a su tendencia de largo plazo y las desviaciones de las variables explicativas con respecto a su tendencia de corto plazo.

El primer paso es realizar las pruebas que permitan identificar si las series están cointegradas; las pruebas más aceptadas por su sencillez y robustez son las de raíces unitarias. Considerando el modelo:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (6)$$

Mediante la prueba DickeyFuller aumentada (ADF, por sus siglas en inglés) se realiza el análisis del orden de integración de las series X_t y Y_t , el cual para fines del análisis MCE debe ser de orden I(1). Posteriormente, se estima el modelo considerando sus residuos (Gujarati y Porter, 2009):

$$\widehat{u}_t = Y_t + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X_t \quad (7)$$

Una vez obtenidos los residuos del modelo, se comprueba mediante las pruebas de raíces unitarias de Phillips y Perroón que sean estacionarios —de orden I (0) —.

Si las variables X_t y Y_t tienen el mismo orden de integración, se afirma que están cointegradas (Enders, 2014), de tal manera que, mediante la relación denotada en la ecuación (6), el modelo de corrección del vector asociado VEC es:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta \Delta X_t + \gamma(Y_{t-1} + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X_{t-1}) + \varepsilon_t = \alpha + \delta \Delta X_t + \gamma \widehat{u}_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Las variaciones de Y_t (ΔY_t) dependen de las variaciones experimentales de X_t a través de $\delta \Delta X_t$, y del equilibrio que se produjo en el periodo anterior

³ Cabe resaltar que el presente estudio no pretende identificar integración económico-financiera entre los países incluidos en la muestra; el análisis de cointegración se limita a determinar si existe o no una relación de largo plazo entre el tipo de cambio de las cuatro divisas analizadas y la oferta monetaria local, oferta monetaria extranjera, producción industrial local y extranjera (proxy del ingreso nacional), y la tasa de interés local y extranjera.

$Y_{t-1} - \widehat{\beta}_1 - \widehat{\beta}_2 X_{t-1}$ en momentos clave del periodo de 1994-2014:

$$CE = \gamma(Y_{t-1} + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X_{t-1}) \quad (9)$$

El coeficiente γ representa la velocidad de convergencia entre el corto y largo plazo, por lo tanto, al ajustar el MCE dado por Baronio y Vianco (2010):

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta \Delta X_t + \gamma(Y_{t-1} + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

Se mide la fuerza de la validez del modelo expresado en la ecuación (6) a largo plazo.

Evidencia empírica

La tabla 1 identifica momentos clave en el comportamiento de las divisas bajo estudio. Para el caso del dólar canadiense, la mayor depreciación frente al dólar de EE.UU. tuvo lugar en enero de 2002; asimismo, la mayor apreciación de la divisa canadiense tuvo lugar justamente previo al desate de la crisis *subprime*. Para los casos de México y Japón, las máximas apreciaciones tuvieron lugar en fechas muy cercanas a la ocurrencia de sus crisis (1994 y 1997, respectivamente); Reino Unido observó su mayor apreciación del periodo de estudio, en 2007. Al contrario, las máximas depreciaciones de las monedas mexicana, japonesa e inglesa ocurrieron en 2009, 1998 y 2006, respectivamente.

Tabla 1
Evolución del tipo de cambio y actividad económica.

	<i>Canadá</i>	<i>México</i>	<i>Japón</i>	<i>R. U.</i>
Indicador	CAN\$/USD	MX\$/USD	YJP/USD	£/USD
Mes mayor deprec.	ene-02	mar-09	ago-98	jun-06
Mes mayor aprec.	jul-07	jun-94	Oct-97	nov-07
Cambio 07-08	23%	24%	-19%	36%
Cambio 08-09	-14%	-4%	-1%	-8%
Cambio 07-09	5%	19%	-20%	24%
D. E. Periodo completo	0.0173	0.0364	0.0267	0.0203
D. E. 94-06	0.01404	0.03938	0.02743	0.01792
D. E. 07-09	0.02974	0.03800	0.02793	0.03008
D. E. 09-14	0.01432	0.02352	0.02270	0.01819
PIB crecimiento 2008	1.17543	-1.04164	1.40029	-0.76948
PIB crecimiento 2009	-2.71147	-5.52698	-4.70034	-5.17041

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial, General Economic Monitor «GDP growth (annual, %)” y “Exchange rate, new LCU per USD».

En el primer año de la crisis *subprime*, solo la divisa de Japón tuvo un movimiento favorable, apreciándose 19%; sin embargo, en el siguiente año, las cuatro divisas tuvieron un desempeño positivo frente al dólar de EE.UU., siendo el dólar canadiense el que sufrió la mayor apreciación con respecto al año anterior (14%).

Análogamente, la volatilidad del tipo de cambio, medida a través de la desviación estándar (DE) de los precios relativos de las monedas en relación con el dólar estadounidense, es más alta durante el periodo de crisis *subprime* (2007-2009) para las tres economías desarrolladas, incluidas en la muestra. México es la excepción; la crisis del peso de 1994-1995 tuvo un efecto profundo, de tal manera que su volatilidad durante 1994-2006 ascendió a 0.03938, la más alta del periodo para la muestra en su conjunto.

Por último, es posible observar en la tabla 1 el impacto de la crisis cambiaria y financiera *subprime* en la actividad de las economías bajo análisis. México fue el país más afectado, con una disminución del PIB del orden de 5.5% de 2008 a 2009. Por su parte, el país de la muestra con menor afectación fue Canadá, con una caída del PIB de 2.7% en el mismo periodo.

Profundizando, la figura 1 corrobora la tendencia negativa y volatilidad del tipo de cambio de las divisas bajo análisis.

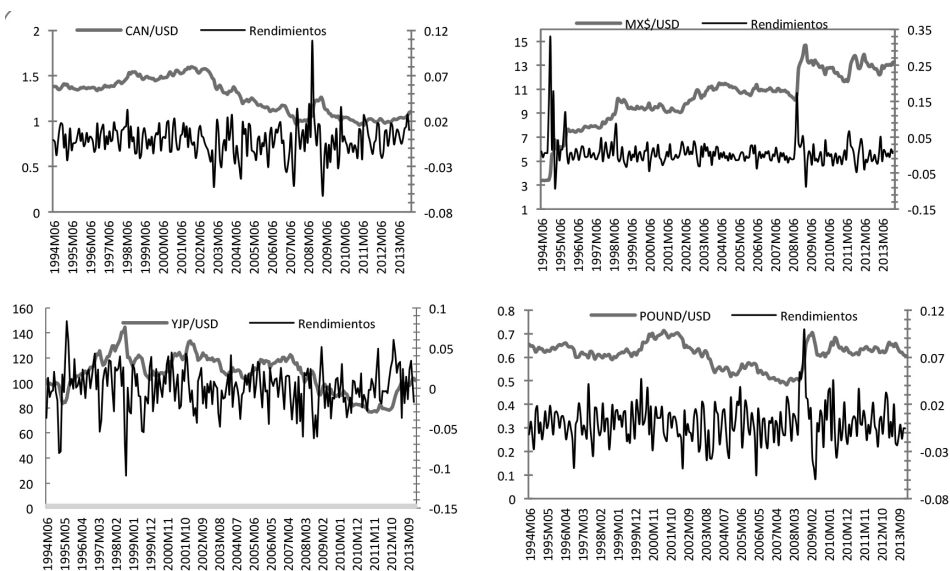


Figura 1. Evolución del tipo de cambio dólar canadiense, peso mexicano, yen japonés y libra esterlina vs dólar estadounidense (1994:06—2014:02).

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial, General Economic Monitor «Exchange rate, new LCU (moneda local) per USD».

Cabe resaltar que México es la economía cuya moneda ha sufrido una mayor depreciación (295%, 1994-2014), y a su vez ha experimentado la caída más pronunciada (-5.75%) en el crecimiento del Producto Interno Bruto (como resultado de la crisis de 1994) en comparación con el resto de los países estudiados. Al contrario, para el caso de Canadá, su divisa ha mantenido una constante apreciación frente al dólar estadounidense (25% en el periodo 1994-2014). Finalmente, examinando el comportamiento de las cuatro divisas, su volatilidad es además dependiente en el tiempo. La figura 1 revela que la alta volatilidad de dichas divisas está relacionada con *clusters* de alta volatilidad, precisamente en periodos de crisis económicas.

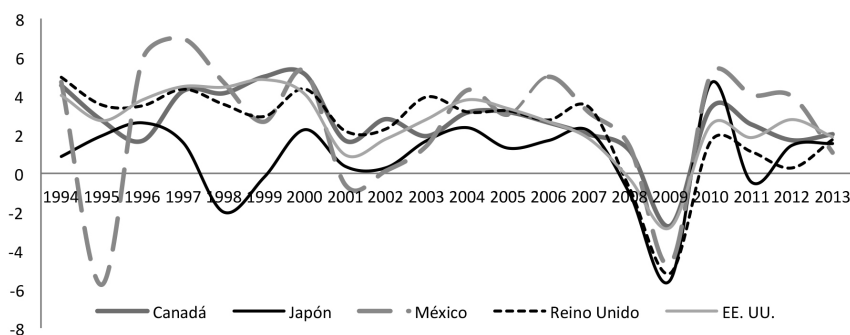


Figura 2. Evolución del PIB (crecimiento anual, %).

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial, General Economic Monitor «GDP growth (annual, %)».

Una vez conocido el comportamiento de las series en términos de su relación con las crisis, procede aplicar los modelos econométricos. El primer paso es determinar el orden de integración de las series mediante pruebas de raíces unitarias ADF. La figura 2 resume los resultados, tanto en niveles como en primeras diferencias, con y sin intercepto.

Los resultados revelan que las series de los cuatro modelos para los distintos países de la muestra son no estacionarias en niveles, pero la presencia de estacionariedad es clara para las primeras diferencias. Con intercepto las pruebas pasan con un nivel de confianza de 90%; mientras tanto, para el caso de intercepto con tendencia, lo hacen con 95 % de confianza para todas las series; se cumple así la primera prueba de cointegración de las series. Todas las variables están expresadas en logaritmos naturales, excepto la tasa de interés; xr representa la serie tipo de cambio; m , i e ip indican la cantidad de dinero, la tasa de interés y la producción industrial como proxy del nivel de ingreso real en la economía doméstica, respec-

tivamente, mientras que el * asterisco denota que son las mismas variables, pero de la economía extranjera (EE. UU.).

Adicionalmente, para comprobar que las series están cointegradas, se aplica la prueba Phillips Perron, con el objeto de verificar que los residuos para cada uno de los modelos tienen raíces unitarias, es decir, que sean estacionarios y de orden I (0); los resultados se resumen en la figura 2. Se confirma que la condición de estacionariedad para Canadá a 90% de confianza, mientras que para el resto de las economías, a 99%. Las pruebas sobre la correcta especificación del modelo presentaron problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad para todas las economías y de normalidad para México y Reino Unido.

Tabla 2

Prueba de raíz unitaria.

Canadá								
Dickey Fuller Aumentada								
Sin constante y sin tendencia					Constante con tendencia			
Niveles		Primeras Diferencias			Niveles		Primeras Diferencias	
Estadístico t	Probabilidad	Estadístico t	Probabilidad		Estadístico t	Probabilidad	Estadístico t	Probabilidad
<i>xr</i>	-1.22	0.66	-5.74	0.00	-2.48	0.33	-5.72	0.00
<i>m</i>	3.47	1.00	-3.54	0.01	-0.33	0.99	-5.23	0.00
<i>M*</i>	4.19	1.00	-4.16	0.00	0.35	1.00	-5.59	0.00
<i>ip</i>	-2.57	0.10	-5.07	0.00	-2.54	0.31	-5.07	0.00
<i>ip*</i>	-1.96	0.30	-3.60	0.01	-2.59	0.29	-3.58	0.03
<i>i</i>	-1.28	0.64	-6.92	0.00	-3.04	0.12	-6.92	0.00
<i>i*</i>	-1.40	0.58	-5.02	0.00	-2.26	0.46	-4.99	0.00

México								
Dickey Fuller Aumentada								
Constante sin tendencia					Constante con tendencia			
Niveles		Primeras Diferencias			Niveles		Primeras Diferencias	
Estadístico t	Probabilidad	Estadístico t	Probabilidad		Estadístico t	Probabilidad	Estadístico t	Probabilidad
<i>xr</i>	-5.55	0.00	-6.64	0.00	-7.28	0.00	-7.05	0.00
<i>m</i>	6.68	1.00	-2.55	0.10	2.93	1.00	-5.06	0.00
<i>m*</i>	4.19	1.00	-4.16	0.00	0.35	1.00	-5.59	0.00
<i>ip</i>	-1.35	0.61	-6.33	0.00	-2.12	0.53	-6.33	0.00
<i>ip*</i>	-1.96	0.30	-3.60	0.01	-2.59	0.29	-3.58	0.03
<i>i</i>	-2.18	0.21	-9.47	0.00	-4.15	0.01	-9.46	0.00
<i>i*</i>	-1.40	0.58	-5.02	0.00	-2.26	0.46	-4.99	0.00

Japón								
Dickey Fuller Aumentada								
Constante sin tendencia					Constante con tendencia			
Niveles		Primeras Diferencias			Niveles		Primeras Diferencias	
Estadístico t	Probabilidad	Estadístico t	Probabilidad		Estadístico t	Probabilidad	Estadístico t	Probabilidad
<i>xr</i>	-1.71	0.42	-8.30	0.00	-2.37	0.40	-8.30	0.00
<i>m</i>	-0.61	0.87	-3.44	0.01	-1.54	0.81	-3.43	0.05
<i>m*</i>	4.19	1.00	-4.16	0.00	0.35	1.00	-5.59	0.00
<i>ip</i>	-3.35	0.01	-6.08	0.00	-3.41	0.05	-6.07	0.00
<i>ip*</i>	-1.96	0.30	-3.60	0.01	-2.59	0.29	-3.58	0.03
<i>i</i>	-3.84	0.00	-7.67	0.00	-3.78	0.02	-7.91	0.00
<i>i*</i>	-1.40	0.58	-5.02	0.00	-2.26	0.46	-4.99	0.00

Reino unido								
Dickey Fuller Aumentada								
Constante sin tendencia					Constante con tendencia			
Niveles		Primeras Diferencias			Niveles		Primeras Diferencias	
Estadístico t	Probabilidad	Estadístico t	Probabilidad		Estadístico t	Probabilidad	Estadístico t	Probabilidad
<i>xr</i>	-2.53	0.11	-6.12	0.00	-2.58	0.29	-6.11	0.00
<i>m</i>	0.25	0.98	-5.25	0.00	-1.49	0.83	-5.27	0.00
<i>m*</i>	4.19	1.00	-4.16	0.00	0.35	1.00	-5.59	0.00
<i>ip</i>	-0.57	0.87	-6.10	0.00	-1.97	0.62	-6.21	0.00
<i>ip*</i>	-1.96	0.30	-3.60	0.01	-2.59	0.29	-3.58	0.03
<i>i</i>	-2.09	0.25	-6.86	0.00	-2.86	0.18	-6.94	0.00
<i>i*</i>	-1.40	0.58	-5.02	0.00	-2.26	0.46	-4.99	0.00

Nota: La hipótesis nula señala que las series no son estacionarias (estacionariedad). El número de rezagos usado para todas las series es 4.

Tabla 3

Prueba de raíces unitarias sobre los residuales de cada modelo.

Prueba Phillips Perron		
País	Estadístico t	Probabilidad
Canadá	-2.640328	0.0864***
México	-4.314336	0.000*
Japón	-2.896955	0.0039*
Reino Unido	-3.169465	0.0016*

Nota: Los resultados del estadístico t denotan que los residuales son estacionarios, rechazando la hipótesis nula de no estacionariedad. El número de rezagos usado para todas las series es 4.

* Nivel de confianza 99%

*** Nivel de confianza 90%

Se incorporaron variables *dummy*⁴ y se plasmó un VAR, con el propósito de determinar un modelo que cumpla las pruebas de bondad de ajuste, para lo cual se aplicaron cinco criterios de selección: número de rezagos óptimos (secuencia modificada LR test estadístico), FPE (error de predicción final), AIC (criterio de información Akaike), SC (criterio de información Schwarz) y criterio de información Hannan-Quinn, eligiendo el número de rezagos considerado como el óptimo por la mayoría de los criterios y verificando a través de las pruebas de correcta especificación a un nivel de 5% la estimación de cada modelo VAR. La tabla 4 resume los modelos VAR correctamente especificados que cumplen con la condición de estacionariedad.

Tabla 4

Número de rezagos óptimos para cada economía.

País	Canadá	México	Japón	Reino Unido
Rezagos óptimos	6	9	7	6

Fuente: Elaboración propia con base en resultados del modelo.

Análisis de Cointegración

La tabla 5 muestra los resultados de la prueba de cointegración de Johansen y Joselius, en los cuales se advierte la existencia de al menos dos vectores cointegrantes entre x_r , m , m^* , i , i^* , ip e ip^* (al nivel de significancia de 5%), para el caso Reino Unido y México; mientras que, para Canadá y Japón, se advierte la presencia de al menos tres ecuaciones cointegrantes.

Los valores y signos de las ecuaciones cointegradas con los coeficientes normalizados se presentan en la tabla 6. Resalta el hecho de que México es la única economía donde, al parecer, el comportamiento del tipo de cambio responde al señalado en la teoría, para todas las variables del modelo. Para el caso de Canadá, la oferta monetaria extranjera es la única variable a la cual por lo visto el tipo de cambio reacciona de manera inversa a lo esperado en la teoría; para las cinco variables restantes, se obtiene el resultado previsto teóricamente.

Por último, en el caso de Japón, al parecer, el tipo de cambio reacciona solo ante las ofertas monetarias local y extranjera, siendo la economía que reacciona mayormente de forma inversa a lo esperado por la teoría; esto podría deberse a la presencia de desequilibrios causados a partir de las crisis presentadas en 1997 y 2007 en el sudeste asiático y en la economía estadounidense.

⁴ La inserción de variables *dummy* fue necesaria especialmente en los periodos inmediatos a la crisis mexicana de 1994, la crisis asiática de 1997 y los efectos de la crisis punto com, *subprime* y de la deuda soberana.

Tabla 5
Prueba de Cointegración Johansen

Canadá				
Hipótesis nula			0.05	
No. De CE(s)	Valor propio	Rastreo estadístico	Valor Crítico	Prob.**
($r = 0$)*	0.27376	201.0132	139.2753	0
($r \leq 1$)*	0.171401	127.4421	107.3466	0.0013
($r \leq 2$)*	0.121896	84.19767	79.34145	0.0205
($r \leq 3$)	0.114362	54.29987	55.24578	0.0604
($r \leq 4$)	0.056613	26.36714	35.0109	0.3078
($r \leq 5$)	0.045199	12.96294	18.39771	0.2434
($r \leq 6$)	0.010057	2.324822	3.841466	0.1273
México				
Hipótesis nula			0.05	
No. De CE(s)	Valor propio	Rastreo estadístico	Valor Crítico	Prob.**
($r = 0$)*	0.173965	136.6077	111.7805	0.0005
($r \leq 1$)*	0.146457	93.22391	83.93712	0.009
($r \leq 2$)	0.104535	57.27628	60.06141	0.084
($r \leq 3$)	0.059654	32.21264	40.17493	0.2499
($r \leq 4$)	0.051989	18.25051	24.27596	0.2379
($r \leq 5$)	0.025499	6.131198	12.3209	0.4202
($r \leq 6$)	0.001179	0.267813	4.129906	0.665
Japón				
Hipótesis nula			0.05	
No. De CE(s)	Valor propio	Rastreo estadístico	Valor Crítico	Prob.**
($r = 0$)*	0.169051	162.8578	134.678	0.0004
($r \leq 1$)*	0.158793	120.2647	103.8473	0.0027
($r \leq 2$)*	0.13287	80.49376	76.97277	0.0263
($r \leq 3$)	0.080243	47.70348	54.07904	0.1638
($r \leq 4$)	0.053957	28.46505	35.19275	0.2211
($r \leq 5$)	0.043876	15.7076	20.26184	0.1885
($r \leq 6$)	0.023154	5.387964	9.164546	0.2436
Reino Unido				
Hipótesis nula			0.05	
No. De CE(s)	Valor propio	Rastreo estadístico	Valor Crítico	Prob.**
($r = 0$)*	0.198383	163.6378	139.2753	0.0009
($r \leq 1$)*	0.14501	113.0002	107.3466	0.0202
($r \leq 2$)	0.124592	77.12392	79.34145	0.0726
($r \leq 3$)	0.111145	46.65195	55.24578	0.2286
($r \leq 4$)	0.048448	19.67084	35.0109	0.7275
($r \leq 5$)	0.035002	8.298389	18.39771	0.6523
($r \leq 6$)	0.000609	0.139396	3.841466	0.7089

Nota: El rastreo estadístico indica al menos tres ecuaciones cointegrantes para Japón y Canadá, y dos para México y Reino Unido, al nivel de 0.05. Las variables *dummy* no son incluidas en esta prueba. * denota rechazo de la hipótesis al nivel de 0.05. **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valores -p.

Tabla 6
Vectores cointegrantes normalizados.

	Vectores cointegrantes normalizados					
	m	m*	pi	pi*	i	i*
Signo esperado	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)
Canadá	0.022166	0.0082	-8.80E-12	4.095389	0.783413	-0.07455
México	0.018179	-0.024852	-0.427299	0.525277	0.003451	-0.024469
Japón	0.152311	-0.011452	15.55429	-20.19054	-1.508565	0.205271
Reino Unido	-0.068944	-0.14526	-27.90885	7.374912	0.342311	-0.001997

Nota: los coeficientes sombreados son los que no corresponden al signo esperado.

La tabla 7 resume los resultados de la prueba de causalidad de Granger para cada uno de los cuatro países analizados y en el contexto del VECM, esto es, se presenta la evidencia solo para las relaciones entre la variable dependiente y las independientes. Los resultados implican que, para el caso de Canadá, la producción industrial extranjera y la tasa de interés extranjera son débilmente exógenas, es decir, son más causadas por el tipo de cambio que lo que ellas causan al tipo de cambio. En cuanto a la economía mexicana, las variables que tienen una relación de causalidad con el tipo de cambio son la producción industrial, la tasa de interés de la economía extranjera y la tasa de interés local; este resultado es consistente con alto nivel de concentración del comercio exterior mexicano, mayor a 85%, hacia EE.UU.; también es un indicativo de la crisis y estancamiento de la economía mexicana, debido a su excesiva dependencia de la situación económica de su vecino del norte. En el caso de Japón, por lo visto, ni las variables internas ni las externas causan alteraciones en el tipo de cambio en el sentido Granger, reflejando posiblemente una mayor importancia de variables macroeconómicas externas de sus socios asiáticos. Por último, en la economía de Reino Unido, las variables que causan más al tipo de cambio son: la oferta monetaria y producción local y la producción industrial foránea.

Tabla 7
Resultados de Causalidad de Granger Basados en VECM.

Canadá					
desde la variable	dirección de causalidad	hacia la variable	relación	Estadístico F	Prob.
<i>M</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación causalidad	0.66878	0.572
<i>m*</i>	\nRightarrow	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	3.48369	0.0166
<i>Pi</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación de causalidad	2.52909	0.0581
<i>pi*</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación de causalidad	1.12624	0.3392
<i>I</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación causalidad	1.05479	0.3692
<i>i*</i>	\nRightarrow	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	4.01157	0.0083

México					
desde la variable	dirección de causalidad	hacia la variable	relación	Estadístico F	Prob.
<i>M</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	4.27147	0.0151
<i>m*</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	4.97191	0.0077
<i>Pi</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	3.19658	0.0427
<i>pi*</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación causalidad	2.97609	0.053
<i>I</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación causalidad	2.53407	0.0815
<i>i*</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación causalidad	1.30423	0.2734
Japón					
desde la variable	dirección de causalidad	hacia la variable	relación	Estadístico F	Prob.
<i>M</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	3.23194	0.0413
<i>m*</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	3.27954	0.0394
<i>Pi</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	9.27619	0.0001
<i>pi*</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	5.31942	0.0055
<i>I</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	5.15063	0.0065
<i>i*</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	0.95284	3.87E-01
Reino unido					
desde la variable	dirección de causalidad	hacia la variable	relación	Estadístico F	Prob.
<i>M</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación de causalidad	2.97367	0.0531
<i>m*</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	6.12738	0.0026
<i>Pi</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación de causalidad	0.07838	0.9246
<i>pi*</i>	\Rightarrow	<i>xr</i>	Presencia de relación de causalidad	1.78446	0.1702
<i>I</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	6.12738	0.0026
<i>i*</i>	$\neq >$	<i>xr</i>	No hay relación de causalidad	3.52314	0.0311

Nota: La hipótesis nula es: No hay causalidad de Granger de las variables independientes (*m*, *m**, *pi*, *pi**, *i*, *i**) hacia la variable dependiente (*xr*), la cual es rechazada o aceptada, según sea el caso, a 5 %.

El modelo de corrección de errores

Resumiendo, las pruebas anteriores dan cuenta de la presencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre el tipo de cambio y el conjunto de los diferenciales entre las variables macroeconómicas incluidas en el estudio. Estos resultados sugieren que los diferentes *shocks* derivados de varias crisis no rompieron con las relaciones de equilibrio; a corto plazo, los movimientos se ajustaron a la tendencia de equilibrio. Siguiendo la metodología general para la correcta especificación del modelo, la regresión de corrección del error parsimoniosa es obtenida a través de transformaciones y reparametrizaciones, logrando una reducción admisible, que contiene los coeficientes de la regresión estadísticamente significativos y cumple

con las pruebas de correcta especificación, aspecto reconocido de manera formal más adelante. Las regresiones estimadas de corrección del error, para el modelo monetario de precios flexibles, de cada una de las economías son las siguientes⁵:

Canadá:

$$\Delta XR = 0.2695DXR_{t-1} + 0.0062DM_t + 0.0077DM_{t-3} - 0.0111DM_{t-6} + 0.0048DM_t^* + 1.383409221e - 011DPI_{t-1} + 0.4284DPI_{t-7} - 0.0564DI_{t-3} + 0.0505DI_{t-4} + 0.0130DI_t^* + 4.526154037e - 005MCE_{t-1} \quad (11)$$

México:

$$\Delta XR = 0.1788DXR_{t-1} - 0.1250DXR_{t-3} + 0.0975DXR_{t-5} + 0.0883DXR_{t-8} + 0.0089DM_{t-2} - 0.01745DM_{t-3} + 0.0067DM_{t-1}^* + 0.0095DM_{t-2}^* - 0.0126DM_{t-7}^* + 0.0068DM_{t-9}^* - 0.1061DPI_{t-8}^* - 1.0762DPI_{t-1}^* + 0.0051DI_t - 0.0026DI_{t-1} + 0.0014DI_{t-2} + 0.0165DI_t^* + 0.0106DI_{t-2}^* + 0.0207DI_{t-3}^* - 0.0133DI_{t-8}^* - 0.0156DI_{t-9}^* - 0.0251MCE_{t-1} \quad (12)$$

Japón:

$$\Delta XR = 0.2690DXR_{t-1} + 0.1215DXR_{t-2} - 0.0512DXR_{t-4} - 0.1650 * DXR_{t-5} + 0.0236DM_t + 0.0294DM_{t-1} + 0.02199DM_{t-7} + 0.0073DM_{t-4} - 0.0080DM_{t-5}^* + 0.0050DM_{t-6}^* + 0.0025DM_{t-7}^* - 0.1882DPI_{t-1} + 0.0798DPI_{t-2} + 0.0534DPI_{t-7} + 0.4687DPI_t^* + 0.2797DPI_{t-4}^* - 0.0265DI_{t-1} - 0.02470.0265DI_{t-5} - 0.0074DI_{t-7} + 0.0005DI_{t-6}^* + 0.0008MCE_{t-1} \quad (13)$$

Reino Unido:

$$\Delta XR = 0.1664DXR_{t-1} - 0.1198DXR_{t-7} + 0.0056DM_t + 0.0053DM_{t-1} + 0.0046DM_{t-4} - 0.0111DM_{t-5} + 0.0043DM_{t-6} + 0.0062DM_{t-1}^* + 0.4805DPI_{t-3} + 0.1962DPI_{t-7}^* - 0.4528DPI_{t-1}^* - 0.3293DPI_{t-2}^* - 0.0101DI_{t-1} - 0.0181DI_{t-3} - 0.0143DI_{t-7} + 0.0146DI_{t-1} - 9.592431145e - 006MCE_{t-1} \quad (14)$$

Donde , para cada uno de los modelos, es la ecuación de cointegración normalizada incluida en el modelo de corrección de error. D se refiere a la primera diferencia. Todas las variables se expresan en logaritmos naturales (excepto la tasa de interés). Los términos de corrección del error son estadísticamente significativos, al menos a 90% de confianza, señalado por los valores del estadístico t, entre paréntesis en parte inferior de cada término. Asimismo, los modelos reproducen adecuadamente el comportamiento de los datos; dicho hecho se corrobora a través del reducido valor de la desviación estándar, 0.014 y 0.025, correspondiendo a Canadá y Japón el valor más bajo y más alto, respectivamente. En los modelos se

⁵ A pesar de que las pruebas de cointegración de Johansen mostraron la presencia de dos vectores cointegrantes, para el caso de Canadá y Japón, los coeficientes de los segundos vectores cointegrantes no fueron significativos en la ecuación respectiva y por tanto fueron eliminados.

advierte presencia de normalidad y ausencia de autocorrelación y heteroscedasticidad a menos a 10%, como se reporta en la tabla 8.

Tabla 8

Estadísticos del Modelo de Corrección del Error.

	Canadá		Japón		Reino Unido		México	
	Estadístico	Prob	Estadístico	Prob	Estadístico	Prob	Estadístico	Prob
Jarque Bera	0.2622	0.0877	1.2154	0.0545	0.2648	0.0876	4.7060	0.0951
ARCH1 (F)	0.2241	0.6364	2.0870	0.5445	2.4399	0.4120	0.0577	0.8104
White términos cruzados (F)	1.4037	0.0368	1.6348	0.0064	0.7564	0.0757	1.3822	0.0523

Lo anterior señala que las perturbaciones se explican en buena medida a través de las variables del modelo y que los estimadores son lineales insesgados óptimos (ELIO) y de mínima varianza (Liquitaya Briseño y Gutiérrez Jimenez, 2003), señalando cierta estabilidad en los modelos estimados.

Asimismo, es posible observar que la velocidad de los coeficientes de ajuste es de alrededor de 0.00045, 2.51, 0.08 y 0.0009 % para Canadá, México, Japón y Reino Unido, de manera respectiva. La alteración mensual en el tipo de cambio se puede atribuir al desequilibrio entre los niveles reales y de equilibrio; el ajuste más veloz al equilibrio es el presentado por el modelo que representa a la economía mexicana, seguido por Japón. De igual forma, se puede observar que cambios en algunas variables rezagadas tienen efectos significativos en la dinámica de corto plazo sobre el tipo de cambio.

Los resultados para Canadá revelan que, de acuerdo con la ecuación (11), el tipo de cambio en periodos rezagados causa efectos importantes sobre la misma variable; es decir que el incremento en el tipo de cambio en un periodo induce a su depreciación en momentos posteriores, señalando un claro comportamiento del tipo de cambio en periodos de crisis. Para el caso de la oferta monetaria local, un incremento de la misma, al parecer, provocaría depreciación del dólar canadiense, respondiendo a la teoría. De igual forma, un incremento en la oferta monetaria de EE.UU. provocaría un muy pequeño efecto en la depreciación del dólar canadiense. Este resultado se puede atribuir, entre otras cosas, al *seigniorage* de la moneda de EE.UU. De igual modo, por lo visto, la producción industrial es la variable rezagada con mayor efecto en las alteraciones del tipo de cambio; un incremento en la producción industrial local en algunos periodos tiene efectos en la depreciación del dólar canadiense, lo cual puede estar en cierta medida relacionado a la dependencia de ciertos insumos importados para la elaboración de bienes y servicios. Por su parte, aparentemente, un incremento de la tasa de interés local tiene efectos

rezagados, primero hacia la apreciación, y en siguientes periodos, hacia la depreciación del dólar canadiense. De igual forma, un incremento en la tasa de interés en la economía estadounidense, al parecer, deprecia el dólar canadiense; ambos efectos pueden explicarse de manera parcial a partir del efecto que causan los movimientos de la tasa de interés en las decisiones, en especial, de los inversionistas internacionales de cartera.

Los resultados para la economía mexicana, fuertemente asociados con sus crisis, se observan en la ecuación (12); resalta el hecho que, al igual que Canadá, un incremento en el tipo de cambio induce a la depreciación aún más aguda del mismo en momentos posteriores; este hecho confirma la inestabilidad del peso y su creciente depreciación en el periodo analizado, de 3.36 pesos por dólar a finales del primer semestre 1994 a 13.28 pesos a febrero de 2014, una depreciación de 295%. En el caso de la oferta monetaria local, el segundo rezago responde a lo esperado por la teoría, es decir, un incremento en la oferta monetaria local tiene efectos de depreciación en el peso mexicano con respecto al dólar, no así para el tercer rezago.

La oferta monetaria de EE.UU. tiene para la mayoría de los términos un signo positivo, lo cual revela que al parecer, un incremento en la oferta monetaria foránea contribuye a la depreciación del peso mexicano; este tipo de efectos se puede explicar a partir de las características peculiares del dólar en la economía internacional. El segundo factor en importancia para los movimientos en el tipo de cambio peso-dólar es la producción industrial, tanto local, como extranjera. Parece que incrementos en la producción industrial generarán un efecto de apreciación del peso mexicano; el primer resultado (producción industrial local) es el esperado por la teoría, mientras el segundo (producción industrial foránea) se deriva de la íntima relación económica y productiva entre México y EE.UU. Por último, al parecer un incremento en la tasa de interés local y extranjera tiende mayormente a contribuir a la depreciación del peso y, en algunos periodos, a la apreciación de la moneda. Estos efectos poco claros e incluso contradictorios podrían deberse, entre otras cosas, como se mencionó antes, al impacto que tienen los cambios en las tasas de interés en las decisiones de los inversionistas, en especial para la conformación de portafolios internacionales de inversión.

Como se puede observar en la ecuación (13), para el caso de Japón, al parecer un incremento en el tipo de cambio podría llevar a la depreciación del yen por impacto de los dos primeros periodos rezagados y a una apreciación en el cuarto y quinto rezago; esto puede explicarse por las tendencias que se registran en diferentes periodos. Para el caso de incrementos en la oferta monetaria local, los efectos son los esperados por la teoría y llevarían a la depreciación del yen ante el dólar

estadounidense. Por su parte, aumentos en la oferta monetaria estadounidense, al parecer contribuirían a una apreciación y, periodos más tarde, a una depreciación del yen. Los efectos de esta variable, como se ha mencionado antes, con dificultad responden a la teoría cuando se tiene bajo el análisis a la economía estadounidense debido al *seigniorage* del dólar de EE.UU. Para el caso de la producción industrial, un incremento en la misma para el primer periodo contribuiría la apreciación del yen, pero no así para los periodos posteriores, hecho que puede deberse a los insumos que se necesita importar para sostener dicha producción industrial, dado que el dólar es una de las divisas internacionales más usadas para el comercio internacional. Los incrementos en la producción industrial estadounidense son el factor que más afecta de manera nociva, es decir, depreciando el yen ante el dólar, lo cual corresponde a lo predicho por la teoría. Por último, los incrementos de la tasa de interés local contribuyen a la apreciación del yen, respondiendo a lo estipulado previamente por la teoría, no así la tasa de interés extranjera, que por lo visto en el sexto rezago contribuye a la depreciación del yen ante el dólar.

Finalmente, para el Reino Unido, al igual que para el resto de las economías, el tipo de cambio causa efectos importantes hacia sí mismo en periodos posteriores, en especial, contribuyendo los aumentos en dicha relación a la depreciación, siendo en un séptimo periodo cuando la contribución cambia hacia la apreciación, lo cual podría responder de forma parcial a los movimientos de tendencia en la variable. La oferta monetaria, de manera general y aparente, causa efectos negativos en el tipo de cambio, induciendo a través de sus alteraciones a una depreciación de la libra ante el dólar, respondiendo a lo esperado por la teoría. Asimismo, la oferta monetaria estadounidense contribuye a una depreciación del tipo de cambio, atribuible una vez más a la hegemonía del dólar. La producción industrial es el factor que más incide en los movimientos del tipo de cambio, actuando de manera inversa a lo esperado por la teoría; un aumento en dicha variable causa depreciación de la libra frente al dólar. Por su parte, la producción industrial extranjera es el segundo factor en incidencia ante los movimientos hacia la baja en la relación libra esterlina-dólar. Los aumentos en la tasa de interés local tienen efectos positivos en el tipo de cambio y los incrementos en la tasa de interés extranjera influyen en la depreciación del dólar, lo que es una respuesta al movimiento de capitales en divisas ante modificaciones en la tasa de interés, especialmente en los activos financieros, hacia cada una de las economías según sea el caso.

En resumen, se puede observar que la producción industrial local para Canadá y Reino Unido, así como la producción industrial estadounidense para México y Japón, son los factores que más contribuyen a los movimientos del tipo de cambio, siendo en segundo lugar, para tres de las cuatro economías, el mismo tipo

de cambio el que incide sobre sus posteriores movimientos, la mayoría de ellos hacia la depreciación de la moneda. Reino Unido es la única economía en la cual el segundo factor en importancia es la producción industrial extranjera. Estos resultados podrían deberse en gran parte a diversos factores: a la mayor o menor relación existente entre las economías denominadas locales y la estadounidense; la sensibilidad de cada país ante los *shocks* producidos por las diversas crisis presentadas a lo largo del periodo, en especial con la llamada crisis *subprime*, generada en 2007 en la economía estadounidense, así como los efectos de la crisis asiática en 1997, esta última, con importantes efectos para la economía japonesa y, como se ha mencionado antes, el carácter hegemónico del dólar estadounidense en la economía internacional.

Conclusiones

La evidencia empírica presentada permite afirmar que el tipo de cambio de las economías de Canadá, México, Japón y Reino Unido ha mantenido una relación de equilibrio a largo plazo con respecto al dólar de EE.UU. El análisis de cointegración confirma esta relación entre el tipo de cambio de las cuatro divisas analizadas y la oferta monetaria local y extranjera, la producción industrial local y extranjera (proxy del ingreso nacional), así como la tasa de interés local y extranjera, durante el periodo 1994:06 y 2014:02, de acuerdo con el modelo monetario de precios flexibles. El modelo verifica que existe una ecuación cointegrante (México y Reino Unido) y dos ecuaciones cointegrantes (Canadá y Japón). Normalizando los vectores cointegrantes, la evidencia revela que para la economía mexicana, el signo de todas las variables se comporta de acuerdo con lo teóricamente esperado; el Reino Unido y Canadá, para cinco de las seis variables; Japón reaccionó según lo esperado solo en dos de las seis variables analizadas. En el caso de la prueba de causalidad de Granger, este trabajo evidencia la importancia de la variable tipo de cambio en la economía de manera general, ya que en muchos casos el tipo de cambio causa más a las otras variables que lo explican. Por su parte, las ecuaciones del mecanismo de corrección del error sugieren que para la mayoría de las variables, la evidencia está de acuerdo con la teoría, excepto en los aparentes efectos de la oferta monetaria estadounidense en el precio relativo de las monedas, lo cual con seguridad se debe al carácter hegemónico del dólar estadounidense. Cabe además resaltar que la política monetaria expansiva de EE.UU., en especial en la década pasada, condujo al surgimiento de burbujas financieras y gran volatilidad en los tipos de cambio, promoviendo y profundizando la presencia de crisis internacionales.

Por su parte, el mecanismo de corrección del error sugiere que las relaciones de

equilibrio no se rompieron; los efectos de las disrupciones y crisis se ajustaron a la tendencia de largo plazo. No obstante, la velocidad del coeficiente de ajuste es muy pequeña, en especial para Canadá y Reino Unido; la ecuación correspondiente a la economía mexicana tiene el mayor valor, es decir, los errores del modelo tienen un ajuste más rápido hacia sus patrones de largo plazo.

Finalmente, el presente estudio sugiere una agenda de futuras investigaciones que debe incluir en el modelo otras variables como lo son el diferencial de inflación o el diferencial de productividad; queda pendiente también la realización de estudios comparativos, el uso de otras metodologías econométricas que incorporen, por ejemplo, modificaciones estructurales en las series u otros tipos de distribuciones. Por último, un tema importante para futuros estudios es determinar hasta qué punto los desequilibrios en el tipo de cambio afecta procesos de integración.

Referencias

- Adawo, M.A., y Effiong, E.I. (2014). Monetary exchange rate model as a long runphenomenom: Evidence from Nigeria. *Journal of Applied Economics and Business Research*, 4 (1), 52-63.
- Alao, R.S., Oziegbe, T.R., Ibidapo, C.O.K., y Sharimakin, A. (2011). The flexible price monetary model of the dollar-naira exchange rate determination: a cointegration approach. *British Journal of Arts and Social Sciences*, 1 (7), 21-33.
- Baronio y Vianco (2010). *Manual de Econometría*. 2da parte. Departamento de Matemáticas y Estadística. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de Río Cuarto, Argentina.
- Beckmann, J. (2013). Nonlinear adjustment, purchasing power parity and the role of nominal exchange rates and prices. *The North American Journal of Economics and Finance*, 24, 176-190.
- Bilson, J. F. O. (1978). Rational Expectations and the Exchange Rate. En J. A. Frenkel y H. G. Johnson (Eds.). *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*, Reading, MA: Addison-Wesley, 75-96. New York, United States.
- Branson, W. H. (1976). Portfolio Equilibrium and Monetary Policy with Foreign an Non-traded Assets. En Claassen, E. y Salin, P., (Eds.). *Recent Issues in International Monetary Economics*. North-Holland.
- Briceño, J. D. L., & Jiménez, G. G. (2003). Un modelo de corrección de errores para la dinámica monetaria en México. *Análisis Económico*, 18 (37), 339-357.
- Burstein, A., y Gopinath, G. (2013). International prices and exchange rates. NBER Working Paper No. 18829. Fecha de consulta: 28 de junio de 2014.
- Cheung, Y. W., M. D., y Pascual, A. G. (2005). Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of international money and finance*, 24 (7), 1150-1175.
- Chin, L., Azali, M., Yusop, Z., y Yusoff, M. (2007). The monetary model of exchange rate: evidence from The Philippines. *Applied Economics Letters*, 14 (13), 993-997.
- Chinn, M. D., & Moore, M. J. (2011). Order flow and the monetary model of exchange rates: Evidence from a novel data set. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(8), 1599-1624.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *The journal of political economy*, 1161-1176.

- Edwards, S. (1994). Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: Theory and evidence from developing countries. En J. Williamson (Ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics. Washington, D. C.
- Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series, by Walter. *Technometrics*, 46 (2), 264.
- Engle, F. R. and Granger, W. J. C. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 2 (55), 251-276.
- Evans, and Lyons, (2009). Forecasting exchange rate fundamentals with order flow. Working Paper, Department of Economics, Georgetown University, United States.
- Frenkel, J. A. (1982). Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of the "News": Lessons from the 1970's. En Bachelor R.A. y Froot, K. (Eds.). *Exchange Rate Policy*, MacMillan, Reino Unido.
- Frenkel, J.A. (1993). Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. En Frankel, J.A., ed. *On Exchange Rates*, MIT Press, United States.
- Frenkel, J. A. (1976). A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, (78), 200-224.
- Granger, C.W.J. y Weiss, A.A. (1983). Time series analysis of error-correcting models. En: Karlin, S. Amemiya, T. y Goodman, L.A., (Eds.), *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Analysis*. Academic Pres New York, United States.
- Grossmann, A., Paul, C. M. and Simpson, W. (2014). The equilibrium level and forecasting performance of nominal effective exchange rate indexes using an export and import price-based relative PPP model. *Applied Financial Economics*, 24 (15), 1017-1030.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. (2009). *Basic Econometrics* Mc Graw-Hill International Edition.
- Harberger, A. (1985). Economic Adjustment and the Real Exchange Rate. En S. Ahmed y S. Edwards (Eds). *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*. University of Chicago Press. United States.
- Ince, H., & Trafalis, T. B. (2006). A hybrid model for exchange rate prediction, *Decision Support Systems*, 42 (2), 1054-1062.
- Lee, C., Mohamed, A., Yusop, Z., & Yusoff, M. (2008). Is Malaysia exchange rate misalignment before the 1997 crisis? *Labuan Bulletin of International Business & Finance*, (6), 1-18.
- Long, D., and Samreth, S. (2008). The Monetary Model of Exchange Rate: Evidence from the Philippines Using ARDL Approach. Munich Personal RePEc Archive. Paper No. 9822, posted 5. August 2008 00:38 UTC. Germany.
- Mussa, M. (1976). The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating. *Scandinavian Journal of Economics*, (78), 229-248.
- Shylajan, C.S., Sereesh, S, y Suresh, K.G. (2011). Rupee-dollar exchange rate and macroeconomic fundamentals: an empirical analysis using flexible-price monetary model. *Journal of International Business and Economy*, 12 (2), 89-105.
- Taylor, M. P. (1995). The economics of exchange rates. *Journal of Economic literature*, 33 (1), 13-47.