

## Capítulo 4.

---

# Un ejercicio de cointegración aplicado al modelo monetario de tipo de cambio

---

**Santiago Bonilla Cardenas**

<https://orcid.org/0000-0002-8148-0741>

[santiago.bonilla00@usc.edu.co](mailto:santiago.bonilla00@usc.edu.co)

Universidad Santiago de Cali

Cali, Colombia

### **Cita este capítulo:**

Bonilla Cardenas, S. (2020). Un ejercicio de cointegración aplicado al modelo monetario de tipo de cambio. En: Andrade Agudelo, D. L. (Ed. científica). *Estudios de Economía Aplicada* (pp. 95-123). Cali, Colombia: Editorial Universidad Santiago de Cali.



# **Un ejercicio de cointegración aplicado al modelo monetario de tipo de cambio**

Santiago Bonilla Cárdenas

## **RESUMEN**

El propósito principal de esta investigación es comprender cuáles son las variables que entran en juego al momento de determinar las fluctuaciones del tipo de cambio que a lo largo del tiempo se convierten en un objetivo clave para la autoridad monetaria. Se realiza mediante la contrastación del Modelo Monetario de Tasa de Cambio (Frenkel, 1976; Bilson, 1978; Dornbusch, 1976) y se trabaja con datos de la Unidad de Inteligencia de la revista *The Economist* (Economist Intelligence Unit, 2019), los cuales comprenden un período de análisis que varía entre el trimestre 1 de 1993 y el trimestre 4 de 2019, para un conjunto de algunos de los países más grandes en términos de PIB del mundo: Estados Unidos, China, Francia, Alemania y Turquía. El Modelo Monetario de Tipo de Cambio se constituye como un campo de prueba natural para la realización de ejercicios empíricos de cointegración. El tipo de análisis realizado es útil y fácilmente replicable en contextos de otras economías, y puede servir como una de las bases empíricas al momento de considerar la alteración, por parte de la autoridad monetaria, de alguna de las variables monetarias de un país para conocer los efectos que esto traería sobre las demás variables asociadas.

## **A Cointegration exercise applied to the Exchange Rate Monetary Model**

## **Abstract**

The main purpose of this research is to understand the variables that come into play when determining exchange rate fluctuations that over time become a key objective for the monetary authority. It is carried out by contrasting the Exchange Rate Monetary Model (Frenkel, 1976; Bilson, 1978; Dornbusch, 1976) and working with data from the Intelligence Unit of the Economist magazine (Economist Intelligence Unit, 2019), which comprises a period of analysis that varies between the first Quarter of 1993 and the fourth Quarter of 2019, for a set of some of the largest countries in the world in terms of their GDP: The United States, China, France, Germany and Turkey. The Exchange Rate Monetary Model is constituted as a natural testing ground for carrying out empirical cointegration exercises. The type of analysis carried out is useful and easily replicable in contexts in other economies. It can serve as one of the empirical bases when considering the alteration by the monetary authority of any of the monetary variables of a country, in order to know the effects that this can bring on the other associated variables.

## **1. INTRODUCCIÓN**

El tipo de cambio nominal es una de las variables macroeconómicas más importantes, siendo un determinante clave para la balanza comercial de un país. No obstante, muy a menudo se encuentra un considerable volumen de volatilidad en las tasas de cambio de numerosas economías, dado que existen muchos factores que afectan directa o indirectamente su comportamiento. Por tanto, comprender cuáles son las variables que entran en juego al momento de determinar las fluctuaciones del tipo de cambio a lo largo del tiempo se convierte en un objetivo clave para la autoridad monetaria en toda economía. Al respecto, es posible identificar varios modelos teóricos diseñados desde mediados de la década de 1970 para explicar el comportamiento del tipo de cambio. Si bien cada uno de estos modelos maneja sus propios supuestos, resulta de suma importancia contrastar con datos reales sus implicaciones.

En particular, el Modelo Monetario de Tipo de Cambio (Dornbusch, 1976; Frenkel, 1976; Bilson, 1978) plantea la existencia de una relación de equilibrio entre la tasa de cambio nominal de un país, frente a otro país extranjero, y otras variables fundamentales correspondientes a ambas economías. Adicionalmente, una técnica econométrica que se ajusta muy bien a los modelos que plantean equilibrios de largo plazo es la cointegración. Esta técnica, desarrollada entre otros por Søren Johansen (Johansen y Juselius, 1990; Johansen, 1991), permite encontrar vectores que, aplicados a un conjunto de series no-estacionarias, generan una combinación lineal de dichas series que sí resulta ser estacionaria, lo cual implica desde el punto de vista económico que existe un equilibrio de largo plazo entre dichas variables. Por este motivo, el Modelo Monetario de Tipo de Cambio se constituye como un campo de prueba natural para la realización de ejercicios empíricos de cointegración, que es lo que pretende realizar el presente trabajo. En la sección 2 se hace una breve revisión de algunos de los trabajos más pertinentes para el presente trabajo. La sección 3 presenta un resumen del Modelo Monetario de Tipo de Cambio. La sección 4 presenta los datos que se utilizan. La sección 5 contiene las estimaciones realizadas, y la sección 6 concluye.

## **2. MARCO TEÓRICO**

El estudio de los tipos de cambio y los determinantes de sus fluctuaciones es una rama de la macroeconomía en la que muchos autores han realizado aportes en términos empíricos. Meese y Rogoff (1983) llevan a cabo una comparación entre las predicciones de varios modelos estructurales y de series de tiempo para el tipo de cambio. Empleando algunos de los modelos estructurales más utilizados (Dornbusch, 1976; Frenkel, 1976; Bilson, 1978), los autores concluyen que el desempeño de estos es relativamente pobre, pues un modelo de paseo aleatorio genera predicciones muy similares para horizontes de 1 a 12 meses en cuanto a tasas de cambio.

Por su parte, Mark (1995) desarrolla una metodología para realizar mejores predicciones sobre los cambios de horizonte amplio para tipos de cambio nominales. El autor realiza inferencia a partir de distribuciones generadas mediante muestreo aleatorio repetido (*bootstrapping*) para evitar el sesgo de muestra pequeña, y encuentra que su modelo supera las predicciones de una caminata aleatoria sin deriva para horizontes largos. Adicionalmente, el análisis de cointegración de series de tiempo ha sido utilizado en repetidas ocasiones en la literatura para contrastar modelos monetarios.

Diamandis, Georgoustos, y Kouretas (1996) realizan un análisis empírico del modelo monetario de determinación del tipo de cambio, usando datos para la tasa de cambio del dólar canadiense ante el dólar estadounidense. Utilizando técnicas de cointegración multivariada de Johansen, los autores comprueban la existencia de una relación de largo plazo entre las variables del modelo. Adicionalmente, también ponen a prueba la existencia de burbujas especulativas en el tipo de cambio, así como la estabilidad de sus parámetros.

He y Sharma (1997) amplían el modelo monetario de Frenkel-Bilson y Dornbusch-Frankel, incorporando la posibilidad de sustitución de moneda entre dos países, de manera que residentes de la economía doméstica puedan conservar en su poder moneda del país extranjero, y viceversa. Los investigadores aplican análisis de cointegración y estiman un modelo de corrección de error para determinar si la sustitución de moneda afecta el equilibrio de largo plazo entre sus variables, encontrando que dicho modelo ampliado genera mejores predicciones que un modelo de series de tiempo de caminata aleatoria.

Kanas (1997) examina si la relación de largo plazo predicha por el modelo monetario de tipo de cambio aplica para cinco países pertenecientes al Mecanismo de Tipo de Cambio del Sistema Monetario Europeo. En particular, el autor utiliza la técnica de cointegración de Johansen y Juselius (1990) para encontrar que en los diez pares de

países pertenecientes al Mecanismo de Tipo de Cambio europeo existen múltiples vectores de cointegración, lo cual sugiere que el modelo monetario de tipo de cambio es una buena representación del equilibrio de largo plazo entre las variables de tipo de cambio nominal, oferta monetaria, tipo de interés e ingreso real.

Mark y Sul (2001), por su parte, utilizan un panel de 19 países, abarcando un período de tiempo desde el trimestre 1 de 1973 al trimestre 1 de 1997, para estudiar las relaciones de largo plazo entre los tipos de cambio nominales y algunas variables fundamentales. Los autores encuentran que evidencia que apoya la hipótesis de cointegración entre dichas variables. Finalmente, Zhang, Lowinger y Tang (2007) analizan el modelo monetario de determinación del tipo de cambio para Canadá, Japón y Reino Unido, ante Estados Unidos. Los autores utilizan técnicas de cointegración para encontrar relaciones de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y otras variables fundamentales, y concluyen que el modelo monetario de tipo de cambio es una herramienta confiable para el análisis de las decisiones de política monetaria.

### **3. METODOLOGÍA**

De acuerdo con Diamandis, Georgoustos, y Kouretas (1996), una primera versión del modelo monetario asume que la paridad de poder adquisitivo (PPA) de los países se mantiene estable. Esto es, el tipo de cambio real entre dos países no puede variar, pues siempre habrá un ajuste vía tipo de cambio nominal y precios que hará que esta se mantenga constante. No obstante, a menudo se observa en la realidad que el tipo de cambio real entre diversas monedas sufre fluctuaciones, impactando los niveles de competitividad entre países (Diamandis, Georgoustos, y Kouretas, 1996). En este sentido, una versión aumentada del modelo monetario (Dornbusch, 1976), que considera la existencia de rigideces de precios, permite que los tipos de cambio reales experimenten fluctuaciones alrededor del equilibrio

de largo plazo de su correspondiente paridad de poder adquisitivo, de modo que son los tipos de cambio nominales y los tipos de interés las variables que se ajustan en el sistema para compensar dichas rigideces de precios.

Una forma reducida del Modelo Monetario de Tipo de Cambio (Baillie y MacMahon, 1989) es la siguiente:

$$\log(e_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(m_t) + \beta_2 \log(m_t^*) + \beta_3 \log(y_t) + \beta_4 \log(y_t^*) + \beta_5 \log(i_t) + \beta_6 \log(i_t^*) \quad (1)$$

donde  $e$  es el precio de la moneda local expresada en términos de la moneda extranjera,  $m$  es la oferta monetaria,  $y$  es el ingreso real, e  $i$  es el tipo de interés. El asterisco denota que la variable en cuestión corresponde al país extranjero.

Así, la ecuación (1) plantea la existencia de una relación de largo plazo entre las variables de la siguiente manera: un aumento en la oferta monetaria local (extranjera) generará una depreciación (apreciación) en la moneda local; aumentos en el ingreso real local (extranjero) provocarán un aumento en la demanda de dinero, lo cual hará que el tipo de cambio local se aprecie (deprecie); por último un aumento en el tipo de interés local (extranjero) hará que el tipo de cambio se deprecie (aprecie), debido a una reducción en la demanda de dinero. Vale la pena mencionar que estos dos últimos efectos esperados en el modelo monetario (Dornbusch, 1976) van en contravía de las implicaciones del modelo Mundell-Fleming.

En todo caso, el Modelo Monetario de Tipo de Cambio plantea la existencia de una equilibrio de largo plazo entre las mencionadas variables, lo cual es susceptible de contrastación con los datos a partir de un análisis de cointegración. Este es el ejercicio que se realiza en los siguientes apartados.



### 3.1 DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Para el presente ejercicio, se trabaja con datos de la Unidad de Inteligencia de la revista *The Economist* (Economist Intelligence Unit, 2019), de frecuencia trimestral, los cuales comprenden un período de análisis que varía entre el trimestre 1 de 1993 y el trimestre 4 de 2019, para un conjunto de algunos de los países más grandes en términos de PIB del mundo: Estados Unidos, China, Francia, Alemania y Turquía. Con el objetivo de contrastar el Modelo Monetario de Tasa de Cambio (Frenkel, 1976; Bilson, 1978; Dornbusch, 1976) expuesto en el apartado anterior, se utilizan las siguientes variables:

*ex*: tipo de cambio nominal (promedio trimestral), expresado en unidades de moneda local por cada dólar estadounidense.

*m*: oferta monetaria M1, en billones de unidades de moneda local.

*y*: PIB real base 2010, en billones de unidades de moneda local.

*i*: tipo de interés del mercado de dinero<sup>7</sup>.

Los ejercicios de contrastación del Modelo Monetario están organizados por parejas de países, pues como se muestra en la ecuación (1), el tipo de cambio entre los dos países, tomando uno de ellos como la economía doméstica y al otro como el extranjero, estará determinado en el largo plazo por la oferta monetaria de ambos países, la producción real de ambos países, e igualmente por el tipo de interés de ambos.

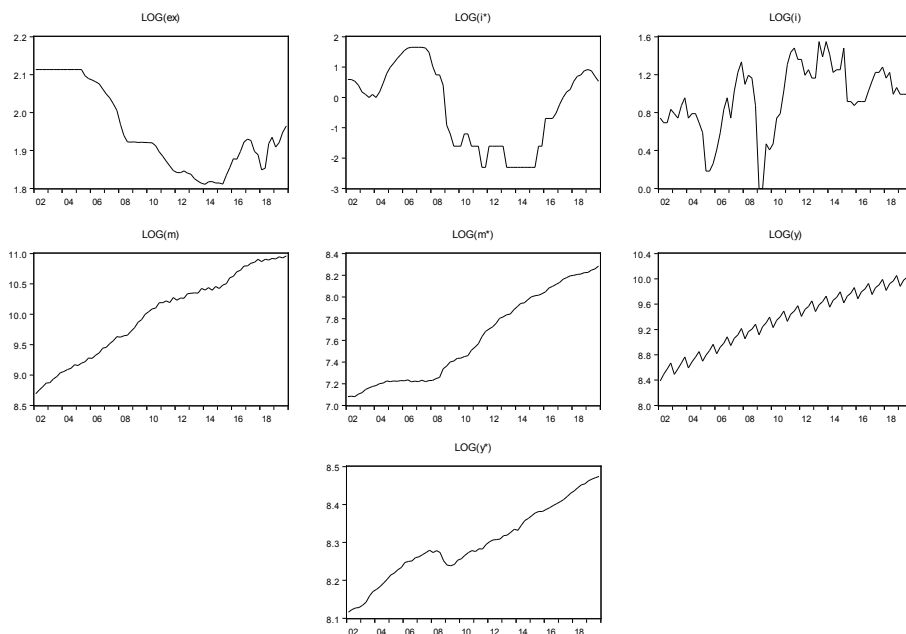
El comportamiento de las variables utilizadas, todas expresadas en logaritmo natural, se muestra en el Figura 7 para China-Estados Unidos, en la Figura 8 para Francia-Estados Unidos, en la Figura 9 para Alemania-Estados Unidos, y en la Figura 10 para Turquía-Estados Unidos.

---

7 Corresponde al tipo de interés E.A., determinado por intervención del Banco Central, así como por otras presiones del mercado financiero. Para el caso de Estados Unidos, corresponde al tipo de interés de los Fondos Federales (Economist Intelligence Unit, 2019).

En todos los casos, una evaluación visual sugiere que ninguna de las variables empleadas es estacionaria, por lo cual un modelo de cointegración se podría utilizar para examinar la relación de largo plazo que el Modelo Monetario de Tipo de Cambio plantea para el tipo de cambio, la oferta monetaria, la producción real y el tipo de interés entre parejas de países. No obstante, es necesario determinar formalmente si las series mencionadas son integradas de orden 1, pues este requisito es fundamental para estimar un modelo de corrección de error como el planteado.

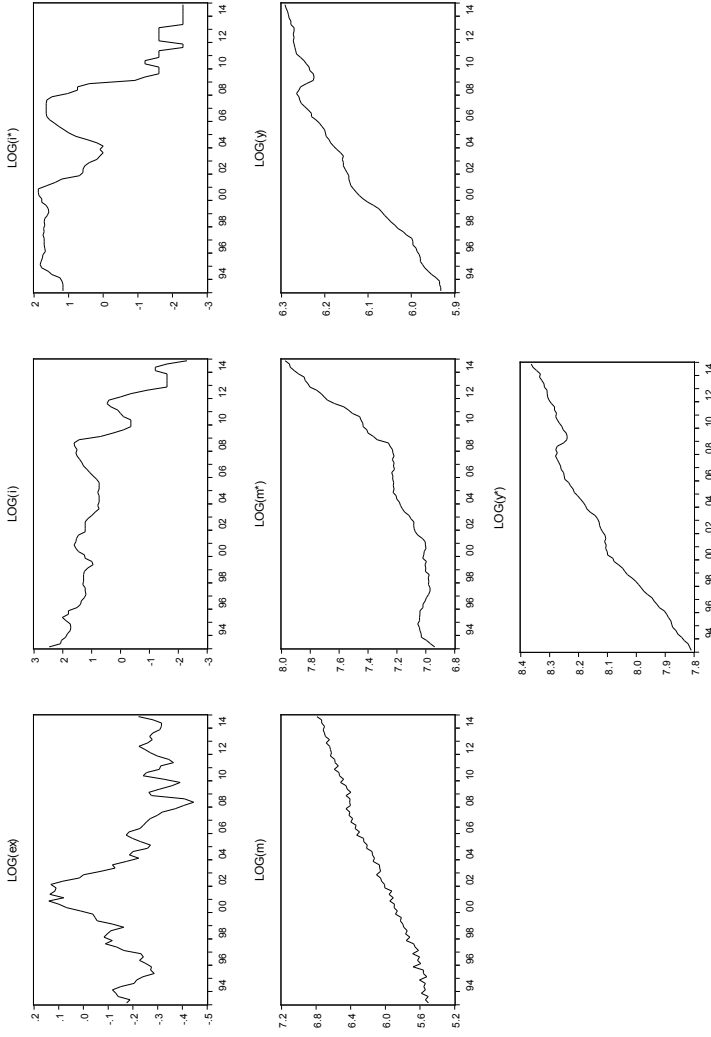
**Figura 7.** Variables empleadas para el modelo de China-Estados Unidos



Nota: Las variables con asterisco (\*) corresponden a Estados Unidos, que se utiliza siempre como el país extranjero.

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos de *The Economist* (Economist Intelligence Unit, 2019).

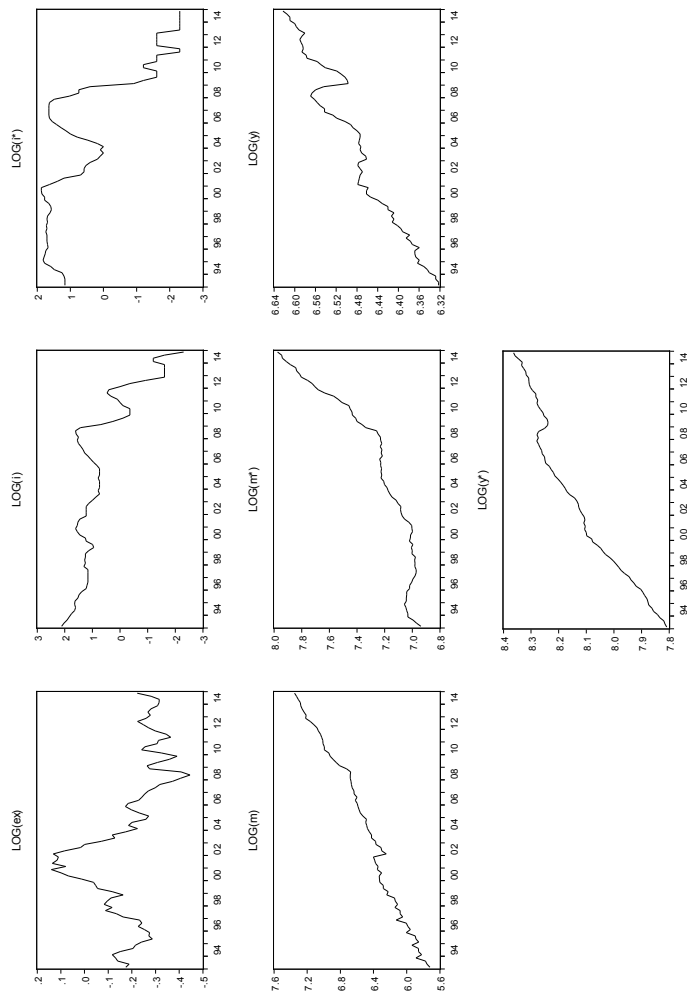
Figura 8. Variables empleadas para el modelo de Francia-Estados Unidos



Nota: Las variables con asterisco (\*) corresponden a Estados Unidos, que se utiliza siempre como el país extranjero.

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos de *The Economist* (Economist Intelligence Unit, 2019).

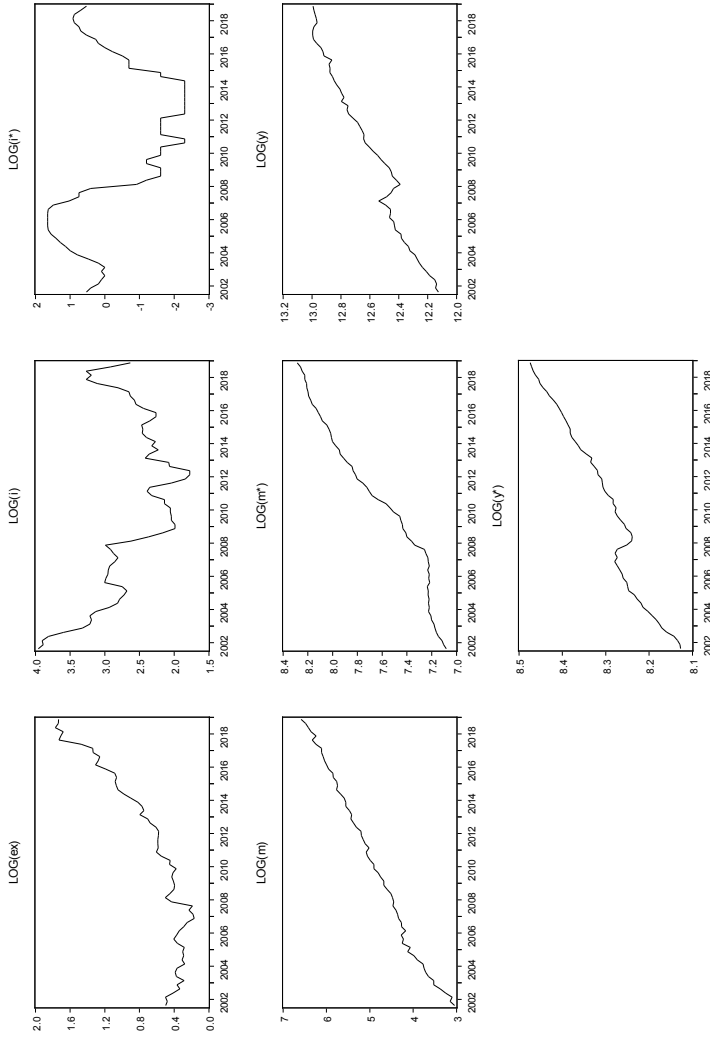
**Figura 9.** Variables empleadas para el modelo de Alemania-Estados Unidos



**Nota:** Las variables con asterisco (\*) corresponden a Estados Unidos, que se utiliza siempre como el país extranjero.

**Fuente:** Elaboración propia a partir de la base de datos de *The Economist* (Economist Intelligence Unit, 2019).

**Figura 10.** Variables empleadas para el modelo de Turquía-Estados Unidos



Nota: Las variables con asterisco (\*) corresponden a Estados Unidos, que se utiliza siempre como el país extranjero.

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos de The Economist (Economist Intelligence Unit, 2019).

## 4. RESULTADOS

### 4.1 Pruebas de raíz unitaria

Antes de verificar la posible existencia de cointegración en un conjunto de variables, es necesario determinar si estas tienen el mismo orden de integración (Diamandis, Georgoustos, y Kouretas, 1996), de modo que todas sean no-estacionarias individualmente. Por tanto, se implementa la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF), la cual contrasta la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria en la serie analizada, frente a la hipótesis alternativa de que la serie es estacionaria.

No obstante, se ha demostrado (DeJong, Nankervis, Savin, y Whiteman, 1992) que la prueba de Dickey-Fuller tiene bajo poder frente a otras alternativas de estacionariedad en tendencia. Esto es, puede ocurrir a menudo que la prueba ADF no rechace la hipótesis nula de raíz unitaria, siendo esta falsa, para una serie verdaderamente estacionaria. Por tal motivo, también se implementa la prueba KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, y Shin, 1992), que contrasta la hipótesis nula de estacionariedad ante la hipótesis alternativa de raíz unitaria.

La Tabla 10 muestra los resultados de las pruebas de estacionariedad/raíz unitaria sobre las variables  $\log(e)$  (logaritmo natural de la tasa de cambio),  $\log(m)$  (logaritmo natural de la oferta monetaria M1),  $\log(y)$  (logaritmo natural del PIB real), y  $\log(i)$  (logaritmo natural del tipo de interés del mercado de dinero), tanto para Estados Unidos, que en el presente ejercicio aparece como el país extranjero en los 4 casos de análisis, como para China, Francia, Alemania y Turquía. Se observa que en la gran mayoría de los casos, ambas pruebas son concluyentes y coherentes entre sí con respecto al orden de integración de las variables utilizadas.

De acuerdo con los resultados, todas las variables utilizadas en el presente ejercicio son  $I(1)$ , (integrada de orden 1) esto es, son no-estacionarias en niveles, pero su primera diferencia es estacionaria.

Con respecto a la prueba *ADF* para las series en nivel, se espera que el estadístico *t* calculado en cada caso sea no-significativo, indicando que no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, lo cual se cumple en todos los casos.

**Tabla 10.** Resultados de las pruebas de raíz unitaria

	Serie en Nivel		Serie en Primera Diferencia	
	<i>t-ADF</i>	<i>LM-KPSS</i>	<i>t-ADF</i>	<i>LM-KPSS</i>
Estados Unidos:				
<i>log(m*)</i>	-0.0280	1.1073***	-3.3816**	0.3103
<i>log(y*)</i>	-0.5092	1.0898***	-5.3413***	0.1216
<i>log(i*)</i>	-1.2719	0.1845 ** †	-6.1696***	0.1991 †
China				
<i>log(ex)</i>	-1.5712	0.2481*** †	-4.9872***	0.1576** †
<i>log(m)</i>	-1.1602 †	0.2331*** †	-3.2710* †	0.0629 †
<i>log(y)</i>	-0.7823 †	0.3629*** †	-3.9009** †	0.0904 †
<i>log(i)</i>	-2.4362	0.4708**	-7.7239***	0.0407
Francia				
<i>log(ex)</i>	-1.8208	0.4731**	-6.7333***	0.1270
<i>log(m)</i>	-0.0724	1.2025***	-3.7387***	0.0980
<i>log(y)</i>	-1.2418 †	0.2816** †	-5.1068*** †	0.0606 †
<i>log(i)</i>	0.2204	0.8984***	-4.3150***	0.1646
Alemania				
<i>log(ex)</i>	-	-	-	-
<i>log(m)</i>	0.6486	1.1849***	-4.4970***	0.1591
<i>log(y)</i>	-0.7689	1.1724***	-7.4360***	0.0401
<i>log(i)</i>	2.3151	0.8583***	-3.8004***	0.1961
Turquía				
<i>log(ex)</i>	1.5632	0.2772*** †	-7.2348***	0.0531 †
<i>log(m)</i>	-1.1620	1.1090***	-11.5337***	0.1827
<i>log(y)</i>	-1.3013	1.0868***	-7.2713***	0.1164
<i>log(i)</i>	-2.5382 †	0.2507*** †	-5.0432*** †	0.0634 †

Nota: Para Alemania no se incluyen los valores estimados de *log(ex)*, pues son los mismos estimados para Francia dado que ambas economías tienen el mismo tipo de cambio frente al dólar, i.e. el euro.

†: denota que se utiliza la especificación de la ecuación de prueba con intercepto y tendencia.

\*: denota significancia al 10% \*\*: denota significancia al 5% \*\*\*: denota significancia al 1%.

Fuente: Elaboración propia (2020)

De igual modo, para dicha prueba sobre las series en primera diferencia, se espera que el estadístico  $t$  calculado en cada caso sea significativo al 1%, esto es, permita rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, indicando que al diferenciar la serie esta ya es estacionaria, lo cual se cumple en 15 de los 18 casos. Por su parte, con respecto a la prueba  $KPSS$ , se espera que para la serie en niveles el estadístico  $LM$  calculado en cada caso sea significativo al 1%, permitiendo rechazar la hipótesis nula de estacionariedad, lo cual se cumple en 15 de los 18 casos. Al mismo tiempo, se espera que dicha prueba sobre la serie en primera diferencia, el estadístico  $LM$  calculado sea no-significativo, esto es, ya no sea posible rechazar la hipótesis nula de estacionariedad, lo cual llevaría a concluir que la serie en cuestión es integrada de orden 1. Esto se cumple en 17 de los 18 casos.

En suma, se observa que en los casos en que la prueba ADF no es concluyente, la prueba  $KPSS$  sí resulta serlo, y viceversa. Dado que todas las variables usadas son integradas de orden 1, se procede a continuación a realizar la prueba de cointegración de Johansen.

#### 4.2 Prueba de cointegración de Johansen

Como se explica en la sección anterior, se desea determinar si las variables utilizadas para las parejas de países mencionadas están cointegradas. Lo anterior significa que dichas variables evolucionan alrededor de un equilibrio de largo plazo que sí es estacionario. Esto es, si bien las variables en cuestión no son estacionarias, una combinación lineal de ellas sí lo es.

De cumplirse lo anterior, se puede representar esa relación de largo

$$\beta' Y_t = \beta_1(ex_t) + \beta_2 \log(m_t) + \beta_3 \log(m_t^*) + \beta_4 \log(y_t) + \beta_5 \log(y_t^*) + \beta_6 \log(i_t) + \beta_7 \log(i_t^*) = 0 \quad (2)$$



La ecuación (2) también se conoce como ecuación de cointegración, donde

$$\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7)' \neq 0 \quad (3)$$

corresponde al vector de cointegración, excluyendo la alternativa trivial de que el vector  $\beta\beta$  sea cero. De hecho, puesto que (3) puede no satisfacerse exactamente en algún período de tiempo, se establece que:

$$\beta' Y_t = z_t \quad (4)$$

donde  $z_t$  es una variable aleatoria que representa las desviaciones que pueden ocurrir del equilibrio de largo plazo dado por el vector de cointegración. El método utilizado en el presente trabajo para contrastar la existencia de cointegración está basado en Johansen (1991), de modo que si se considera un VAR de orden  $p$ :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

tal que  $Y_t$  es un vector de  $k$  variables integradas de orden 1, y  $\varepsilon_t$  es un vector de perturbaciones; entonces será posible representar el VAR como:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

con

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_k \quad \text{y} \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j \quad (7)$$

Lo anterior se conoce como el teorema de representación de Granger. Así, es posible demostrar que si la matriz  $\Pi$  tiene rango reducido  $r$  menor que  $k$ , entonces deben existir vectores  $\alpha$  y  $\beta$  de dimensión  $k \times r$ , cada uno de rango  $r$ , tales que  $\Pi = \alpha\beta'$  y  $\beta' Y_t$  sean estacionarios. La prueba de la traza de Johansen estima  $\Pi\Pi$  a partir de un VAR sin restricciones,

para posteriormente contrastar las hipótesis correspondientes al rango reducido de aquella matriz, de manera que se determina cuál es el rango de cointegración de un vector de variables  $I(1)$ . Dicho de otra forma, se puede utilizar la prueba de Johansen para determinar si las variables que se muestran en la anterior sección, por parejas de países, están cointegradas.

Los resultados de esta prueba se muestran a continuación en la Tabla 11 para China-Estados Unidos, en la Tabla 12 para Francia-Estados Unidos, en la Tabla 13 para Alemania-Estados Unidos, y en la Tabla 14 para Turquía-Estados Unidos.

En todas las pruebas se emplea la especificación con intercepto y tendencia en la ecuación de cointegración, y dos rezagos para la parte de VAR en diferencias del modelo de corrección de error. Puede verse que para todas las parejas de países se rechaza contundentemente la hipótesis nula de que no hay ninguna ecuación de cointegración. De hecho, se encuentra que para el modelo de China-Estados Unidos existe un máximo de cinco ecuaciones de cointegración, es decir, cinco vectores que generan un equilibrio de largo plazo para las variables empleadas en el modelo.

Para el modelo Francia-Estados Unidos se alcanza a rechazar al 5% la existencia de máximo un vector de cointegración, por lo cual se concluye que existen dos ecuaciones de cointegración. En el caso Alemania-Estados Unidos se alcanza a rechazar la hipótesis nula de máximo dos vectores al 5%, pero ya no es posible hacer lo para máximo tres, por lo cual se concluye que en tal modelo existen tres ecuaciones de cointegración.

En el caso de Turquía-Estados Unidos, se concluye que existen cuatro ecuaciones de cointegración. No obstante, con respecto a todos los casos debe mencionarse que sólo una de esas ecuaciones contiene todos sus coeficientes estimados diferentes de cero. Dichas ecuaciones

de cointegración, en las que ningún coeficiente es igual a cero, son las que más generan interés para el investigador, ya que permiten evaluar el impacto a lo largo del tiempo que tendría un choque aleatorio en cualquiera de las variables del sistema sobre las demás.

**Tabla 11.** Prueba de cointegración de Johansen para el equilibrio de China-Estados Unidos

Número de Ecuaciones de Cointegración Asumidas	Eigenvalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico al 5%	P-valor
Ninguna	0.849	273.593	150.559	0.000
Máximo 1	0.438	143.316	117.708	0.001
Máximo 2	0.377	103.517	88.804	0.003
Máximo 3	0.321	70.866	63.876	0.012
Máximo 4	0.260	44.112	42.915	0.038
Máximo 5	0.189	23.331	25.872	0.100
Máximo 6	0.121	8.906	12.518	0.186

Fuente: Elaboración propia (2020)

**Tabla 12.** Prueba de cointegración de Johansen para el equilibrio de Francia-Estados Unidos

Número de Ecuaciones de Cointegración Asumidas	Eigenvalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico al 5%	P-valor
Ninguna	0.489	176.217	150.559	0.001
Máximo 1	0.411	119.204	117.708	0.040
Máximo 2	0.250	74.153	88.804	0.353
Máximo 3	0.217	49.686	63.876	0.428
Máximo 4	0.178	28.887	42.915	0.569
Máximo 5	0.088	12.238	25.872	0.795
Máximo 6	0.050	4.394	12.518	0.685

Fuente: Elaboración propia (2020)

**Tabla 13.** Prueba de cointegración de Johansen para el equilibrio de Alemania-Estados Unidos

Número de Ecuaciones de Cointegración Asumidas	Eigenvalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico al 5%	P-valor
Ninguna	0.533	200.733	150.559	0.000
Máximo 1	0.390	136.024	117.708	0.002
Máximo 2	0.315	94.000	88.804	0.020
Máximo 3	0.264	61.842	63.876	0.073
Máximo 4	0.187	35.840	42.915	0.212
Máximo 5	0.130	18.228	25.872	0.329
Máximo 6	0.073	6.400	12.518	0.411

Fuente: Elaboración propia (2020)

**Tabla 14.** Prueba de cointegración de Johansen para el equilibrio de Turquía-Estados Unidos

Número de Ecuaciones de Cointegración Asumidas	Eigenvalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico al 5%	P-valor
Ninguna	0.612	218.572	150.559	0.000
Máximo 1	0.525	155.190	117.708	0.000
Máximo 2	0.440	105.338	88.804	0.002
Máximo 3	0.313	66.544	63.876	0.029
Máximo 4	0.232	41.358	42.915	0.071
Máximo 5	0.165	23.675	25.872	0.092
Máximo 6	0.158	11.554	12.518	0.072

Fuente: Elaboración propia (2020)

### 4.3 Estimación de las ecuaciones de cointegración y funciones impulso-respuesta

A continuación, en la Tabla 15 se muestran los resultados de las estimaciones de los vectores de cointegración. Dichos coeficientes estimados para cada pareja de países constituyen el equilibrio de largo plazo entre las variables del Modelo Monetario.

Sin embargo, no es posible interpretar estos coeficientes como un efecto marginal de cada una de las variables sobre alguna otra, puesto que cuando alguna de las variables del modelo cambia, esto genera una serie de efectos cruzados que alteran todo el sistema. Es entonces cuando, poco a poco, y por medio del mecanismo de corrección de error, el sistema retorna en conjunto a su equilibrio de largo plazo, sin que esto implique que el efecto de la variable que alteró el sistema desaparezca por completo. Por el contrario, ante un choque aleatorio en alguna de las variables puede ocurrir que otra de las variables experimente un efecto permanente, dado que ninguna de ellas es estacionaria.

**Tabla 15.** Coeficientes de cointegración estimados

Coeficientes de Cointegración Normalizados	Países			
	China-Estados Unidos	Francia-Estados Unidos	Alemania-Estados Unidos	Turquía-Estados Unidos
$\log(ex)$	1.000	1.000	1.000	1.000
	-	-	-	-
$\log(m)$	-0.369 (0.0563)	-0.868 (0.7541)	2.133 (0.5311)	-0.801 (0.1359)
$\log(y)$	2.003 (0.1004)	-27.098 (4.0225)	-9.368 (1.4966)	3.014 (0.2905)
$\log(i)$	-0.002 (0.0086)	0.843 (0.0939)	0.601 (0.0802)	-0.352 (0.0308)
$\log(m^*)$	0.295 (0.0526)	1.919 (0.4006)	1.399 (0.3853)	-1.499 (0.1221)
$\log(y^*)$	-2.070 (0.2702)	20.530 (3.5160)	-2.188 (1.2780)	-0.320 (1.1313)
$\log(i^*)$	0.020 (0.0044)	-0.301 (0.0666)	0.068 (0.0494)	-0.039 (0.0092)

Fuente: Elaboración propia (2020). Errores estándar entre paréntesis.

Los efectos que tienen las variables del sistema sobre las demás pueden visualizarse mejor a través de las funciones impulso-respuesta, que pueden obtenerse una vez se ha estimado el modelo de corrección de error. A continuación, se muestran dichas estimaciones de las funciones impulso respuesta, concentrándose en la respuesta por parte del tipo de cambio ante choques en las demás variables.

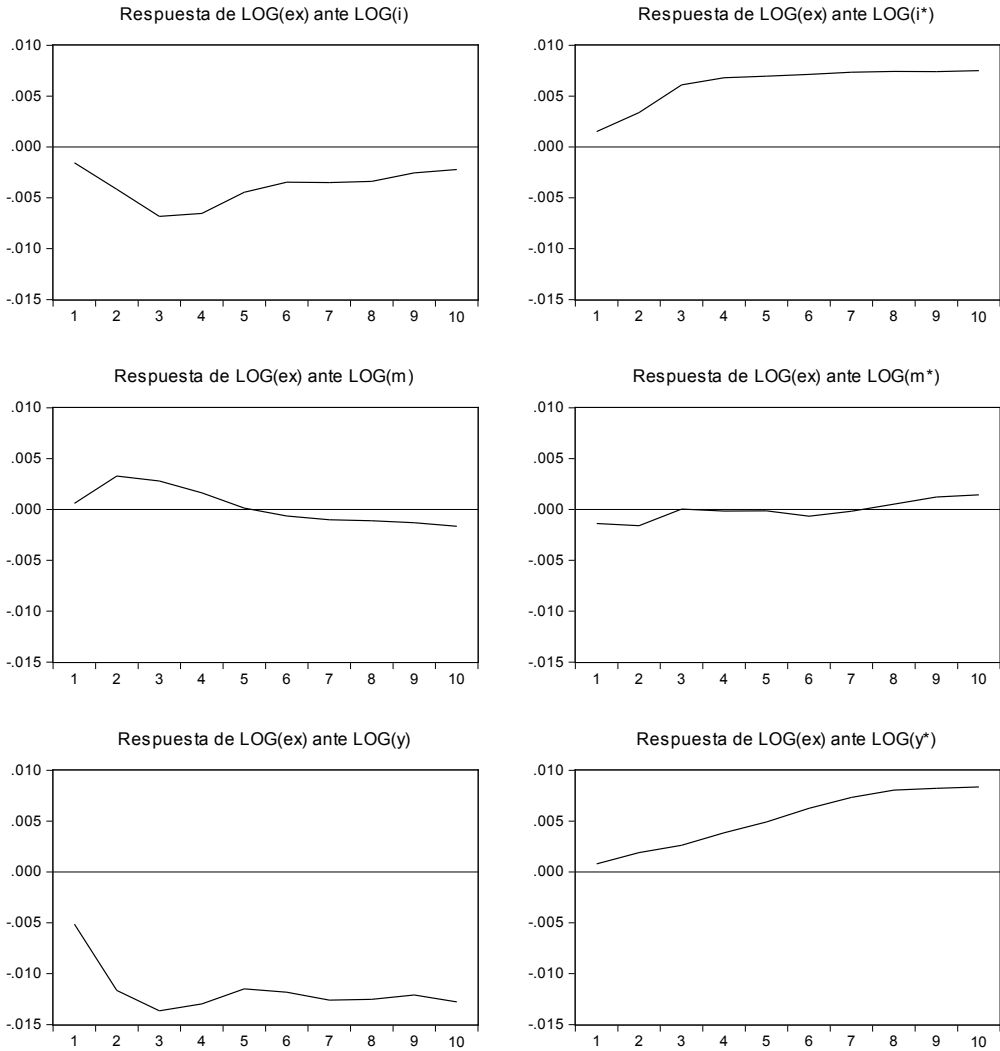
La Figura 11 muestra los efectos para el equilibrio China-Estados Unidos, la Figura 12 para el equilibrio Francia-Estados Unidos, la Figura 13 para el equilibrio de Alemania-Estados Unidos, y la Figura 14 para el equilibrio de Turquía-Estados Unidos.

Se observa que la variable cuyo choque tiene un efecto más fuerte sobre el tipo de cambio del país frente al dólar de Estados Unidos varía entre casos. Para el caso China-Estados Unidos, correspondiente a las dos economías más grandes del mundo, el gráfico impulso-respuesta sugiere que un choque aleatorio de un aumento en 1 desviación estándar en el logaritmo natural de la producción real de China tiene el efecto más fuerte sobre el tipo de cambio, tendiendo a provocar una apreciación del yuan frente al dólar<sup>8</sup>.

---

8 Recuérdese que los tipos de cambio empleados en este trabajo están definidos como unidades de moneda local por cada dólar estadounidense.

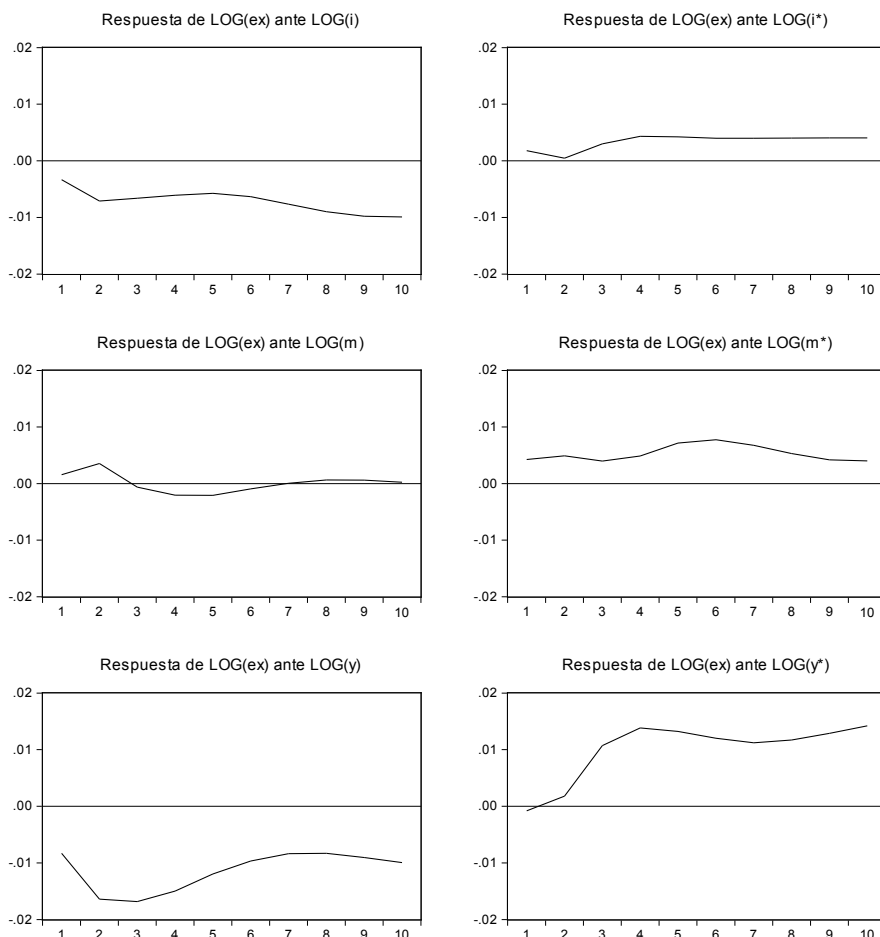
**Figura 11.** Respuesta del tipo de cambio ante choques aleatorios en las demás variables del sistema, China-Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia (2020)

Las otras variables que tienen impactos fuertes sobre el tipo de cambio en el caso de China son el PIB real de Estados Unidos y el tipo de interés de los Fondos Federales estadounidenses: choques aleatorios de 1 desviación estándar en el logaritmo natural de ambas tienden a provocar depreciación del yuan frente al dólar.

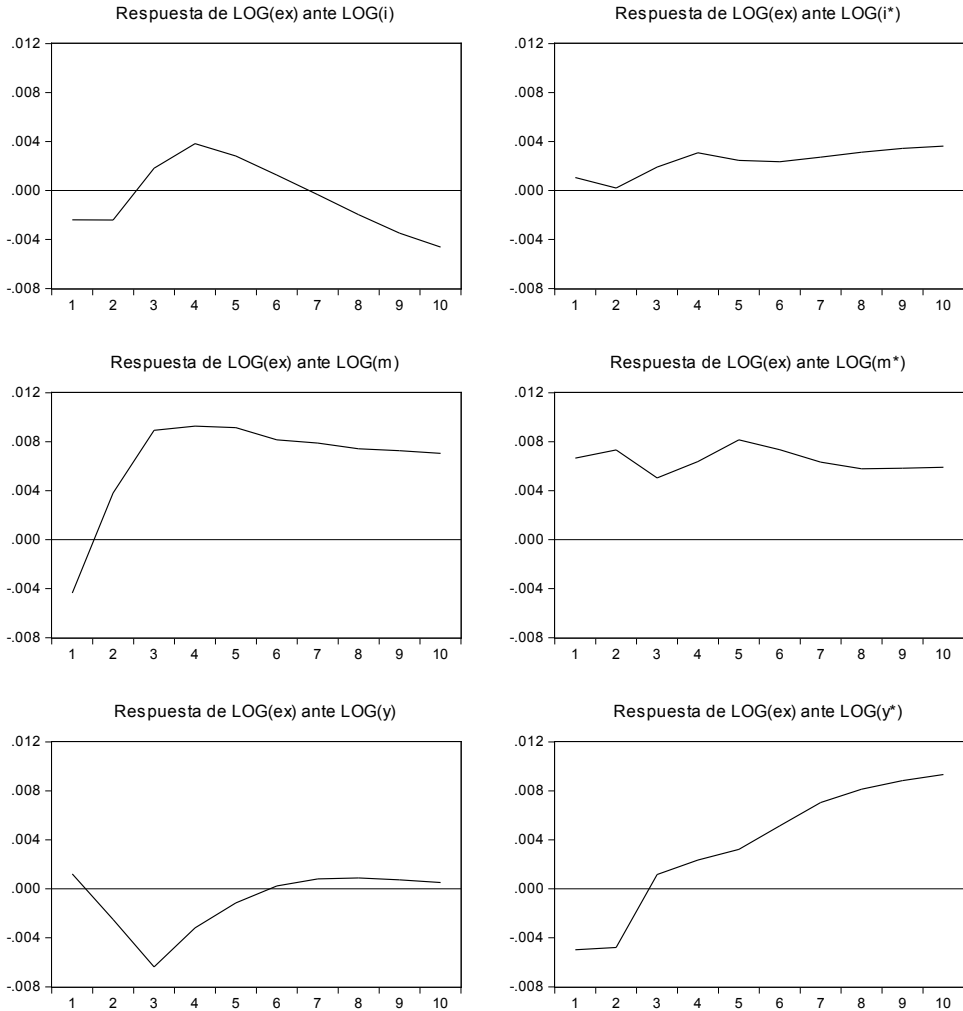
**Figura 12.** Respuesta del tipo de cambio ante choques aleatorios en las demás variables del sistema, Francia-Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia (2020)



**Figura 13.** Respuesta del tipo de cambio ante choques aleatorios en las demás variables del sistema, Alemania-Estados Unidos

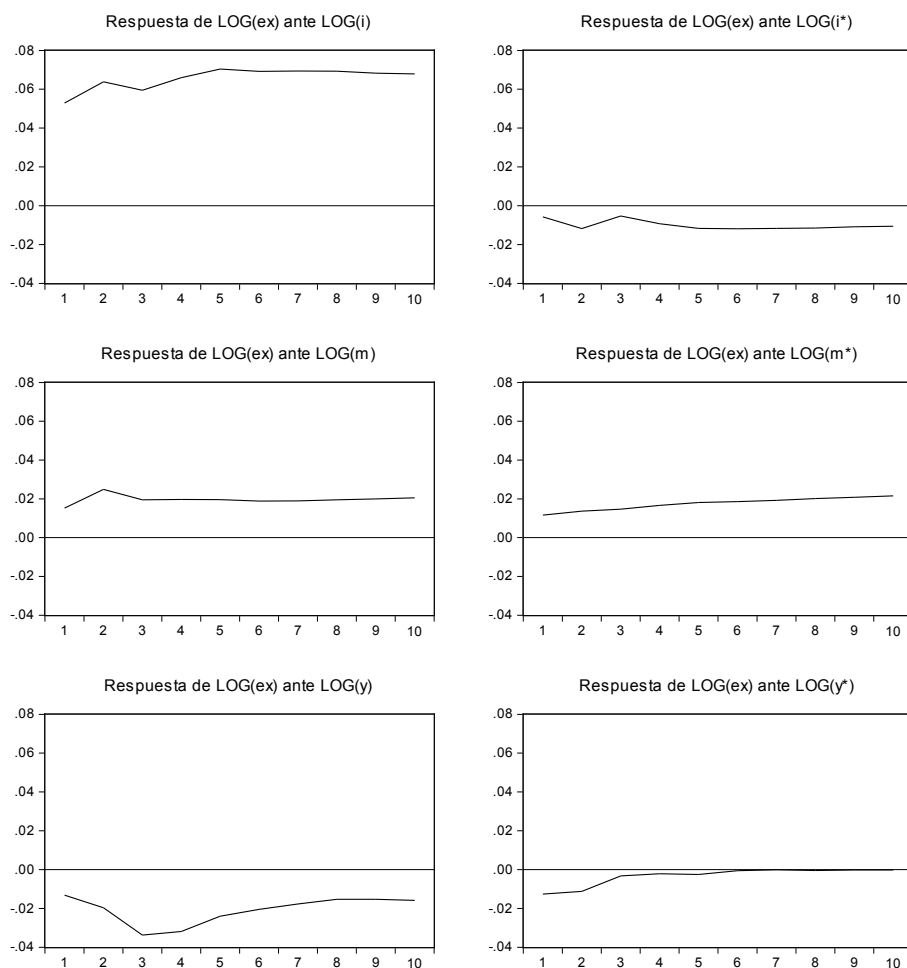


Fuente: Elaboración propia (2020)

En cuanto a los demás equilibrios de países, se encuentra que las variables cuyos choques tienen mayor impacto sobre el tipo de cambio son el PIB real doméstico y el PIB real estadounidense, para el caso de

Francia. Por el lado de Alemania, son la oferta monetaria M1 doméstica y estadounidense, y el PIB real estadounidense. Finalmente, en el caso de Turquía es el tipo de interés doméstico, muy por encima de las demás, la variable que genera un impacto más fuerte sobre el tipo de cambio.

**Figura 14.** Respuesta del tipo de cambio ante choques aleatorios en las demás variables del sistema, Turquía-Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia (2020)

## 5. CONCLUSIONES

El Modelo Monetario de Tipo de Cambio es una herramienta teórica que ha despertado gran interés en el área de la macroeconomía desde la década de 1970. En su versión más extendida (Dornbusch, 1976), el modelo plantea la existencia de un equilibrio en que el tipo de cambio entre la moneda de un país y una economía extranjera está determinado por la oferta monetaria doméstica y extranjera, por el tipo de interés del mercado de dinero doméstico y extranjero, y por la producción real doméstica y extranjera. Dado que las variables anteriormente mencionadas no son estacionarias, desde el punto de vista de series de tiempo, el análisis de cointegración se convierte en una atractiva herramienta para contrastar empíricamente la validez del Modelo Monetario.

El presente trabajo lleva a cabo un análisis de cointegración para el Modelo Monetario de Tipo de Cambio para las parejas de países China-Estados Unidos, Francia-Estados Unidos, Alemania-Estados Unidos y Turquía-Estados Unidos, sacando ventaja de la base de datos macroeconómicos con periodicidad trimestral de *The Economist* (Economist Intelligence Unit, 2019). Posterior a la verificación de que las series empleadas (en logaritmo natural) son integradas de orden 1, se encuentra a través de la prueba de cointegración de la traza de Johansen que, efectivamente, existe una relación de largo plazo entre las variables planteadas por el Modelo Monetario para cada pareja de países. Seguidamente, el modelo de corrección de error y las funciones impulso-respuesta estimados sugieren cuáles son las variables que, en cada caso, mas afectan al tipo de cambio de cada uno de los países frente al dólar estadounidense.

Se encuentra que, para el caso de China-Estados Unidos, las variables que más impactan sobre el tipo de cambio del yuan ante el dólar son el PIB real de China, y el PIB real y el tipo de interés estadounidenses, respectivamente. Para el caso de Francia-Estados Unidos, las

variables cuyos choques generan una respuesta más fuerte en el tipo de cambio del euro frente al dólar son la producción real doméstica y estadounidense. Para el caso de Alemania-Estados Unidos, son la oferta monetaria doméstica y estadounidense, y el PIB estadounidense. Y finalmente, para el caso de Turquía-Estados Unidos, es el tipo de interés doméstico aquella variable cuyo choque más impacta al tipo de cambio de la lira turca frente al dólar estadounidense.

El tipo de análisis realizado es útil y fácilmente replicable en contextos de otras economías, y puede servir como una de las bases empíricas al momento de considerar la alteración, por parte de la autoridad monetaria, de alguna de las variables monetarias de un país para conocer los efectos que esto traería sobre las demás variables asociadas, de acuerdo con el Modelo Monetario de Tipo de Cambio.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baillie, R. T., y MacMahon, P. C. (1989). *Foreign exchange market: Theory and econometric evidence*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Bilson, J. F. (1978). Rational expectations and the exchange rate. En J. A. Frankel, y H. G. Johnson, *The Economics of Exchange Rates*. Reading: Mass: Addison-Wesley.
- DeJong, D. N., Nankervis, N., Savin, N., y Whiteman, C. (1992). Integration versus trend stationarity in time series. *Econometrica*, 423-434.
- Diamandis, P., Georgoustos, D., y Kouretas, G. (1996). Cointegration tests of the monetary exchange rate model: The Canadian-U.S. dollar, 1970 - 1994. *International Economic Journal*, 10(4), 83-97.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 1161-1176.
- Economist Intelligence Unit, T. (2019). *CountryData database*. Recuperado el 6 de 12 de 2019, de [www.eiu.com](http://www.eiu.com)

- Frenkel, J. A. (1976). A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 200-234.
- He, Y., y Sharma, S. C. (1997). Currency substitution and exchange rate determination. *Applied Financial Economics*, 327-336.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 1551-1580.
- Johansen, S., y Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 169-210.
- Kanas, A. (1997). The monetary exchange rate model within the ERM: Cointegration tests and implications concerning the german dominance hypothesis. *Applied Financial Economics*, 587-598.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 159-178.
- Mark, N. C. (1995). Exchange rates and fundamentals: Evidence on long-horizon predictability. *The American Economic Review*, 201-218.
- Mark, N. C., y Sul, D. (2001). Nominal exchange rates and monetary fundamentals: Evidence from a small post-Bretton Woods panel. *Journal of International Economics*, 29-52.
- Meese, R. A., y Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 3-24.
- Zhang, S., Lowinger, T. C., y Tang, J. (2007). The monetary exchange rate model: Long-run, short-run, and forecasting performance. *Journal of Economic Integration*, 397-406.