



Revista mexicana de economía y finanzas

ISSN: 1665-5346

ISSN: 2448-6795

Instituto Mexicano de Ejecutivos de Finanzas, A. C.

Gavira-Durón, Nora; Agudelo-Torres, Gabriel Alberto; Franco-Arbeláez, Luis Ceferino; Franco-Ceballos, Luis Eduardo

Efecto Potencial de un bloqueo económico a Turquía

Revista mexicana de economía y finanzas, vol. 13, núm. 3, 2018, Julio-Septiembre, pp. 441-460
Instituto Mexicano de Ejecutivos de Finanzas, A. C.

DOI: <https://doi.org/10.21919/remef.v13i3.305>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=423756176007>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

Efecto Potencial de un bloqueo económico a Turquía

Nora Gavira-Durón¹

Universidad de las Américas Puebla

Gabriel Alberto Agudelo-Torres²

Instituto Tecnológico Metropolitano, Medellín, Colombia

Luis Ceferino Franco-Arbeláez³

Instituto Tecnológico Metropolitano, Medellín, Colombia

Luis Eduardo Franco-Ceballos⁴

Instituto Tecnológico Metropolitano, Medellín, Colombia

(Primera recepción 4 de abril 2017, segunda recepción 5 de marzo de 2018, aceptado 2 de abril 2018.)

DOI: <http://dx.doi.org/10.21919/remef.v13i3.305>

Resumen

Debido a los recientes acontecimientos de golpe de estado en Turquía y a ataques de ISIS en diversos países europeos, se ha visto frenado el proceso de adhesión de Turquía a la Unión Europea, y con ello los tratados comerciales que tiene con los países miembros; así como con los no miembros y países asiáticos, con los que tiene tratados comerciales. El objetivo de esta investigación, es determinar el impacto económico en el tipo de cambio relativo del dólar estadounidense con respecto a monedas de un grupo de países relacionados económicamente con Turquía, como consecuencia de la imposición de sanciones económicas a ese país. Se utiliza un modelo de dinámica estocástica del precio del dólar sujeto a diferentes fuerzas que afectan su precio relativo con respecto a las monedas de los mercados analizados, a través de procesos de Itô económicamente ponderados combinados. Los resultados muestran que un eventual bloqueo comercial a Turquía conduciría a la inestabilidad del precio del dólar estadounidense en la mayoría de las regiones, particularmente en Rusia. Una limitación del estudio indica que no se determina la distancia óptima entre una región y sus vecinos para minimizar el efecto sobre el precio del dólar o de cualquier activo que se comercialice en un conjunto de regiones y que pueda tener un choque externo, por lo que se desarrollará en investigaciones futuras; así como determinar el sistema de compensaciones a países aliados.

Clasificación JEL: C02, C13, F31, F36, F47.

Palabras clave: Procesos de Itô, tipo de cambio, modelado estocástico, econometría espacial.

Potential effect of an economic blockade on Turkey

Abstract

Due to the recent coup d'état events in Turkey and ISIS attacks on several European countries, the process of Turkey's accession to the European Union—and with it the trade agreements it has with member countries—has been slowed down; as well as with non-members and Asian countries, with which it has commercial treaties. The objective of this research is to determine the economic impact on the relative exchange

¹Universidad de las Américas Puebla, México. Mail: nora.gavira@udlap.mx

²Instituto Tecnológico Metropolitano, Medellín, Colombia. Mail: albertoagudelo@itm.edu.co

³Instituto Tecnológico Metropolitano, Medellín, Colombia. Mail: lfranco@itm.edu.co

⁴Instituto Tecnológico Metropolitano, Medellín, Colombia. Mail: lefranco@itm.edu.co

rate of the US dollar with respect to currencies of a group of countries economically related to Turkey, as consequence of the imposition of economic sanctions on said country. By means of a stochastic dynamic model of the dollar price subject to different forces that affect its relative price with respect to the currencies in the different markets analyzed, through combined economically weighted Itô processes. The results show that a possible trade embargo on Turkey would lead to the instability of the US dollar price in most of the analyzed regions, particularly in Russia. One limitation is that the optimal distance between a region and its neighbors is not determined to minimize the effect on the dollar price or of any asset that is traded in a set of regions and that may have an external shock. This will be analyzed in future research; as well as determine the system of compensation to allied countries.

JEL Classification: C02, C13, F31, F36, F47.

Keywords: *Ito's processes, exchange rate, stochastic modeling, spatial econometrics.*

1. Introducción

Existen varias investigaciones en dónde se estudia la dinámica estocástica que siguen los precios de los activos financieros dentro de una región o mercado en particular, en dónde se asume que dicho precio se comporta conforme a un proceso de Itô. Como se muestra en los trabajos desarrollados por Merton (1973), Black y Scholes (1973), Vasicek (1977); así como Cox Ingersoll y Ross (1985a) y (1985b). Por otro Grinols y Turnovsky (1993), Schmedders (1998) y Venegas (2001), (2006a) y (2006b), entre otros, generalizan los procesos de Itô.

Si se considera que existe un activo negociable en n regiones diferentes y que cada una de ellas considera distintos factores que alteran el precio del activo, el desarrollo de un modelo de precio sería diferente para cada región y cada uno debe considerar si existe o no la interrelación de dicho activo con los otros mercados. Incorporar estos supuestos de interrelación entre mercados implicaría una mayor adaptación al modelo de precio del activo financiero; también permite considerar al momento de la simulación, los cambios efectuados en las dinámicas de las regiones que se encuentran relacionadas. Así mismo, se analizan estadísticamente, los efectos regionales en la modelación de las variables; como muestran Morán (1948), Geary (1954), Paelinck y Klaasen (1979). Por lo anterior, la econometría espacial resulta ser un complemento perfecto para modelar estocásticamente activos financieros cuya dinámica de precios incluye el supuesto de que se puedan negociar en distintos mercados, considerando la interrelación entre ellos.

Para el análisis de la modelación de activos financieros y su efecto espacial en regiones vecinas, existen trabajos como el de Ali y Kestens (2006) en dónde estudian la relación entre el contagio de sus crisis cambiarias y las causas que las determinan, por medio de regresiones geográficamente ponderadas (GWR por sus siglas en inglés). Ali y Lebreton (2013) analizan la difusión espacial de los ataques especulativos durante la caída del sistema de Bretton Woods. Mientras que (Venegas-Martínez, Agudelo Torres, Franco Arbeláez, Franco Ceballos, 2016) incluyen procesos de Itô en la modelación del precio del dólar estadouni-

dense del activo financiero y (Agudelo, Franco, Franco, Gavira-Duron, 2017) analizan el impacto en el tipo de cambio de una región con mercado común por la salida de uno de sus integrantes.

Como lo explica Batalla (2013), Turquía es un país considerado tradicionalmente como puente entre Europa y Asia. Turquía está situada entre el Mar Negro y el Mar Mediterráneo, posee una población de más de 79 millones de habitantes y ocupa un territorio aproximado de 783.562 kilómetros cuadrados, es miembro del Tratado de Atlántico Norte (OTAN) desde 1952 y ha sido aliado de Estados Unidos de América. A nivel general, (Bowen 2016) detalla diversos factores que ubican a Turquía como un elemento importante para la economía mundial, entre ellos se encuentran: Su ubicación estratégica hace que pueda influir directamente en los intereses de Oriente y Occidente; es un miembro destacado de la OTAN, y sus gobiernos han estado involucrados con hechos relacionados con la guerra en Siria, por lo que es percibida como parte de la solución y factor clave para estabilidad entre Oriente y Occidente. Además, es clave geográficamente ante la necesidad de Occidente de controlar el flujo de inmigrantes procedentes del Medio Oriente. Lo anterior, hace que la dinámica económica y social de Turquía se convierta en tema importante de investigación a nivel mundial promoviendo el desarrollo de diversas alternativas teórico prácticas que ayuden a entender, desde diversas perspectivas, sus complejas situaciones socioeconómicas. Además, Turquía se encuentra en el grupo de los primeros 20 países más industrializados del mundo y Alemania, Reino Unido, Irak y estados Unidos de América, son sus principales socios comerciales.

Desde el año de 1959, Turquía presentó a la Comunidad Económica Europea (CEE), su candidatura de Adhesión, misma que se formalizó hasta 1987. Durante ese periodo, en 1963, la Unión Europea (UE) y Turquía firmaron un Acuerdo de Asociación, encaminado a la firma de una Unión Aduanera, la que entró en vigor en diciembre de 1995, se consideran los bienes industriales, a excepción de productos siderúrgicos. En 1996 se inicia un tratado de libre comercio entre la UE y Turquía para la industria del Acero y el Carbón. A partir del Consejo de Copenhague de diciembre de 2002, la UE está considerando la ampliación de la Unión Aduanera hacia las áreas de servicios y compras públicas.

En diciembre de 1999, Turquía obtuvo la condición de País Candidato a la UE, en diciembre de 2006, el Consejo de la UE decidió que Turquía no podría ser incluida hasta que aceptara plenamente y sin discriminación el cumplimiento del Protocolo Adicional del Acuerdo de Asociación; así como completar el mecanismo de consulta de la Unión Aduanera en el área de la política comercial. Además, forma parte de la Unión para el Mediterráneo y tiene Acuerdos de Libre Comercio con países como Túnez, Marruecos, la Autoridad Palestina, Siria, Egipto, Albania, Montenegro, Serbia, Jordania, Líbano, Israel, Albania, Montenegro, Serbia y ARYM. (Gobierno de España, 2018).

Turquía e benefició del Instrumento de Ayuda Pre-Adhesión durante el periodo 2007-2013 Europa (Unión Europea, 2018), en el que se le otorgaron 2.617 millones de euros, para realizar las reformas económicas y legislativas necesarias

para su adicción e invertir en infraestructura; además de contar con financiación del Banco Europeo de Inversiones (BEI) en el marco del mandato de préstamos externos para países vecinos del sureste de Europa, dicha ayuda se extendió al periodo 2014-2020 (Unión Europea 2, 2018) por 4.453,9 millones de euros. Sin embargo, el fallido golpe de estado Turco del 15 de julio de 2016 y los atentados de ISIS de 2014 a la fecha, han generado una ola de incertidumbre en la UE sobre la adicción de Turquía.

Por lo anterior resulta de gran interés analizar el impacto económico de la UE a Turquía y el efecto que puede tener en los países miembros y con los que comercializa., para lograr medir dicho impacto, se considera el precio de las diversas monedas locales en término del dólar estadounidense.

En esta investigación, se aplican técnicas de econometría espacial en el modelado del precio de un activo financiero (dólar estadounidense) que se negocia en diversos mercados potencialmente correlacionados económicamente con Turquía, la modelación se realiza por medio de un proceso estocástico de Itô. Se asume un activo financiero negociable en diferentes mercados regionales (precio del dólar en las distintas regiones), que sus diversos precios son influenciados por las condiciones de cada región y el impacto que puede tener una región por los cambios en las condiciones de las otras. En el estudio se considera que el precio del activo se determina por la oferta y demanda interna, y de las condiciones económicas de mercado de las otras regiones.

Se realiza el modelado del precio relativo del dólar estadounidense con respecto a la moneda de cada uno de los siguientes países: Australia, Canadá, República Checa, Dinamarca, China (Hong Kong), Japón, México, Noruega, Polonia, Rusia, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y los países correspondientes a la Zona Euro (como un único país). Para la realización del modelo se utilizan procesos de Itô económicamente ponderados y econometría espacial, para determinar un indicador de relación entre cada pareja de regiones se considera la suma de exportaciones e importaciones entre ellas (flujo comercial) medidas en miles de dólares y para calcular la matriz de ponderaciones se utiliza la distancia euclíadiana entre regiones. Para definir la posición relativa por región, se utiliza el flujo comercial. Con lo anterior se puede definir un método para determinar las externalidades que impactan a la economía local, como se realiza en el enfoque del costo social de Coase (1960) y se establecerá entre los países un sistema de compensación económica que amortigüa los impactos de las decisiones autónomas de una región sobre otras economías.

La presente investigación presenta en la Sección 2 la metodología a utilizar en el desarrollo del modelo, se desarrolla la estimación de los parámetros y se calculan las ponderaciones económicas; en la Sección 3, se analiza el precio del dólar estadounidense con respecto a la moneda local de 17 regiones relacionadas con Turquía, se desarrolla una aplicación del modelo y se realizan las simulaciones que muestran los posibles efectos que puede tener para el grupo de economías un choque en una de ellas; en la Sección 4 se presentan las conclusiones y posibles líneas de investigación.

2. El modelo propuesto

Si el precio de un activo particular se indica como a , entonces, el proceso de Itô que se encarga de describir su trayectoria temporal es:

$$da_t = p(a, t) dt + q(a, t) dW_t \quad (1)$$

donde dW_t determina el cambio instantáneo de un proceso de Wiener, y W_t , se puede escribir como⁵:

$$dW_t = \varepsilon \sqrt{dt}, \text{ con } \varepsilon \sim N(0, 1) \quad (2)$$

Si además se considera que ese mismo activo se puede negociar en n diferentes regiones y que en cada una de ellas se sujeta a diferentes fuerzas (como es el intercambio económico y financiero) internas como externas que lo afectan. Para considerar una ampliación del proceso de Itô en una dimensión espacial, se define el sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} da_{t1} &= p_1(A, t) dt + q_1(A, t) \varepsilon_1 \sqrt{dt} \\ da_{t2} &= p_2(A, t) dt + q_2(A, t) \varepsilon_2 \sqrt{dt} \\ &\vdots \\ da_{tn} &= p_n(A, t) dt + q_n(A, t) \varepsilon_n \sqrt{dt} \end{aligned} \quad (3)$$

Donde se considera que el conjunto de precios A , contiene el mismo activo en cada una de las regiones y que este sistema muestra el comportamiento del precio del activo en cada una de ellas; así como su interrelación con las otras regiones.

La afectación que las fuerzas internas infringen al precio en la región i se considera en el precio a y las externalidades las determina el conjunto $A - \{a_i\}$. El sistema matricial de ecuaciones de n procesos de Itô, se puede definir como:

$$dA = P(A, t) dt + QA, t dt \quad (4)$$

donde:

$$A = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_n \end{bmatrix}, E = \text{diag}(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n) \quad (5)$$

y $P(A, t)$ y $Q(A, t)$ se pueden calcular como:

$$\widehat{P}(A, t) = \dot{A} * \hat{\gamma}^T + \hat{\mu} \quad (6)$$

⁵Véase, por ejemplo, Venegas-Martínez (2008).

$$\dot{A} = \begin{bmatrix} 1 & a_1 \\ 1 & a_2 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & a_n \end{bmatrix}, \hat{\gamma} = \begin{bmatrix} \hat{\gamma}_{11} \\ \hat{\gamma}_{21} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$\hat{\mu}$, el término de perturbaciones aleatorias, y

$$\hat{Q}(A, t) = \dot{A} * \hat{\theta}^T + \hat{v} \quad (8)$$

con

$$\dot{A} = \begin{bmatrix} 1 & a_1 \\ 1 & a_2 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & a_n \end{bmatrix}, \hat{\gamma} = \begin{bmatrix} \hat{\theta}_{11} \\ \hat{\theta}_{21} \end{bmatrix} \quad (9)$$

y \hat{v} otro término de perturbaciones aleatorias.

2.1 Estimación de parámetros del modelo

Para determinar los componentes de cada uno de los vectores estimados $\hat{\gamma}_i$ y $\hat{\theta}_i$ se considera el modelo lineal:

$$Y = X\lambda + H \quad (10)$$

Al premultiplicar por una matriz no singular de ponderaciones Z se obtiene:

$$ZY = ZX\lambda + ZH \quad (11)$$

Además, la matriz de varianzas y covarianzas ZH cumple que:

$$\Sigma_{ZH} = E \left[(ZH - E(ZH))(ZH - E(ZH))^T \right] \quad (12)$$

como:

$$E(ZH) = ZE(H) = 0 \quad (13)$$

se tiene que

$$\Sigma_{ZH} = ZE[HH^T]Z^T \quad (14)$$

(Chasco, 2003) considera que los datos geográficamente distribuidos presentan efectos espaciales de heterogeneidad y dependencia, lo que implica la existencia de problemas con la heterocedasticidad, mientras que a la inversa no necesariamente es cierto (Mur, 1999). En modelos que tratan con datos espaciales la forma de introducir la heterocedasticidad se da de manera natural. Suponiendo lo anterior, se tiene:

$$\sum_H = E [HH^T] = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} = \sigma^2 W^{-1} \quad (15)$$

con $W^{-1} \neq I$, donde I representa a la matriz identidad. Por lo que,

$$\Sigma_{ZH} = \sigma^2 ZW^{-1}Z^T \quad (16)$$

De lo anterior, se necesita cumplir que $ZW^{-1}Z^T = I$ para evitar la existencia de heterocedasticidad en el modelo, por lo que, al despejar la matriz W se obtiene:

$$W = Z^T Z \quad (17)$$

Como $ZY = ZX\theta + ZH$ representa el modelo lineal general; entonces, el estimador de λ que resulta al calcularlo por máxima verosimilitud o mínimos cuadrados ordinarios será:

$$\begin{aligned} \hat{\gamma}_i &= (\dot{A}^T W_i \dot{A})^{-1} \dot{A}^T W_i P(A, t) \\ \hat{\theta}_i &= (\dot{A}^T W_i \dot{A})^{-1} \dot{A}^T W_i Q(A, t) \end{aligned} \quad (19)$$

En términos de intercambio económico y financiero, W_i es una matriz de ponderaciones, la cual asigna mayor peso a las observaciones más cercanas y menor peso a aquellas que se encuentran más lejanas. La matriz que conforma este suceso se define como $W_i = \text{diag}(w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{in})$, y sus componentes se muestran en la siguiente sección.

El cálculo de los estimadores de μ y v , que representan las perturbaciones aleatorias, se muestra a continuación:

$$\begin{aligned} \hat{\mu} &= \dot{A} * \hat{\gamma}^T - P(A, t) \\ \hat{v} &= \dot{A} * \hat{\theta}^T - Q(A, t) \end{aligned} \quad (20)$$

2.2 Estimación de las ponderaciones asignadas

Para calcular los pesos w_{ij} se considera la función gaussiana Fotheringham et al. (2002), en dónde, las ponderaciones de los pesos se reduce a medida que se incrementan las distancias de acuerdo con la función:

$$w_{ij} = e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{d_{ij}}{q} \right)^2} \quad (21)$$

donde d_{ij} representa la distancia económica entre las regiones i y j ; esta distancia se calcula como:

$$d_{ij}(\varphi_i, \varphi_j) = \sqrt{(\varphi_i - \varphi_j)^T (\varphi_i - \varphi_j)} \quad (22)$$

se puede determinar la posición relativa de la región h por medio de la relación que tiene con cada una de las otras regiones (x_{hk}), con $k=1, 2, \dots, n$, o mediante su inverso multiplicativo ($1/x_{hk}$). Si se considera que a menor valor del indicador seleccionado se determina mayor cercanía, entonces se utilizará una relación directa; de ser el caso inverso la indirecta. Si se llega a materializar el caso en que $h=k$ la relación será cero.

$$\varphi_h = \begin{bmatrix} x_{h1} \\ x_{h2} \\ \vdots \\ x_{hn} \end{bmatrix} \quad \text{ó} \quad \varphi_h = \begin{bmatrix} 1/x_{h1} \\ 1/x_{h2} \\ \vdots \\ 1/x_{hn} \end{bmatrix}, \text{ con } h=i,j \quad (23)$$

Para definir la posición relativa entre regiones se utilizan diversas variables y se asume que la distancia se determina conforme al concepto de distancia de Mahalanobis, ya que considera que las regiones involucradas tienen un comportamiento de variables aleatorias multidimensionales y que cada dimensión tiene su propia escala de medición.

$$d_{ij}(\varphi_i, \varphi_j) = \sqrt{(\varphi_i - \varphi_j)^T \Sigma^{-1} (\varphi_i - \varphi_j)} \quad (24)$$

donde Σ^{-1} representa la matriz de varianzas y covarianzas del inverso multiplicativo de la relación que existe de la región h con cada una de las otras. Mientras que la posición relativa de cada región h se determina por medio del vector:

$$\varphi_h = \begin{bmatrix} \tau_{h1} \\ \tau_{h2} \\ \vdots \\ \tau_{hz} \end{bmatrix}, \text{ con } h=i,j \quad (25)$$

Donde el vector τ_{hg} indica la relación (o el inverso multiplicativo de ella) entre las regiones h y k, por medio de la variable m y se denota como x_{hmk} , en el caso que $h=k$ esta relación entre regiones será cero. Así mismo:

$$\tau_{hm} = \begin{bmatrix} x_{hm1} \\ x_{hm2} \\ \vdots \\ x_{hmn} \end{bmatrix} \quad \text{ó} \quad \tau_{hm} = \begin{bmatrix} 1/x_{hm1} \\ 1/x_{hm2} \\ \vdots \\ 1/x_{hmn} \end{bmatrix} \quad (26)$$

donde q denota el ancho de banda y se calcula de acuerdo a Lloyd (2011) por medio del criterio de validación cruzada:

$$CV = \min q \sum_{i=1}^n [a_i - \hat{a}_i(q)]^2, \text{ con } i=1, 2, \dots, n. \quad (27)$$

2.3 Estimación de la ecuación diferencial estocástica

Después de calcular los estimadores $\hat{\gamma}_i$ y $\hat{\theta}_i$ se describe para cada región i, el comportamiento en el precio para cada uno de los activos, como se muestra a continuación:

$$\begin{aligned}\widehat{da}_{ti} &= (\hat{\gamma}_{0i} + a_{ti}\hat{\gamma}_{1i} + \hat{\mu}_{ti}) dt + (\hat{\theta}_{0i} + a_{ti}\hat{\theta}_{1i} + \hat{v}_{ti}) dW_{ti} \\ &= (\hat{\gamma}_{0i} + a_{ti}\hat{\gamma}_{1i}) dt + (\hat{\theta}_{0i} + a_{ti}\hat{\theta}_{1i}) dW_{ti} + \hat{\mu}_{ti} dt + \hat{v}_{ti} dW_{ti} \quad (28)\end{aligned}$$

Por lo que, para describir la variación del precio de cada activo a en la región i, se utiliza el proceso estocástico:

$$\widehat{da}_{ti} = (\hat{\gamma}_{0i} + a_{ti}\hat{\gamma}_{1i}) dt + (\hat{\theta}_{0i} + a_{ti}\hat{\theta}_{1i}) dW_{ti} + \widehat{dr}_{ti} \quad (29)$$

donde

$$\widehat{dr}_{ti} = \hat{\mu}_{ti} dt + \hat{v}_{ti} dW_{ti} \quad (30)$$

representa el valor estimado del cambio instantáneo en el término de perturbaciones aleatorias. Mientras que:

$$(\hat{\gamma}_{0i} + a_{ti}\hat{\gamma}_{1i}) dt + (\hat{\theta}_{0i} + a_{ti}\hat{\theta}_{1i}) dW_{ti} \quad (31)$$

describe el componente dependiente de la influencia que se genera en las regiones vecinas en términos de intercambio financiero y \widehat{dr}_{ti} describe la parte autónoma del proceso que refleja las particularidades propias de cada región i.

3. Aplicación

Por medio del modelo se analizará el efecto cambiario que puede generar en las economías analizadas la decisión de bloquear comercialmente a Turquía, se considera el precio del dólar estadounidense con respecto de la moneda de cada uno de los siguientes países: Australia, Canadá, República Checa, Dinamarca, China (Hong Kong), Japón, México, Noruega, Polonia, Rusia, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y la Unión Europea que utilizan como moneda única o Zona Euro. Se consideró la serie de precios diarios⁶ para determinar los parámetros de la ecuación diferencial que permite describir el comportamiento del precio del dólar estadounidense en cada región; la tendencia se calculó con el promedio de los rendimientos diarios de los últimos 3 años y la volatilidad como la desviación estándar de dichos rendimientos. En la Tabla 1 se muestran los resultados de las estimaciones.

⁶Datos tomados desde el 27 de junio de 2013 hasta el 27 de julio de 2016 y obtenidos de World Integrated Trade Solution, software desarrollado por el Banco Mundial en colaboración con la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD por sus siglas en inglés).

Tabla 1. Promedio y desviación estándar de la rentabilidad diaria del precio del dólar estadounidense en términos cada moneda local por región

País	Promedio	Desv. Est.
Australia	0.03%	0.67%
Canadá	0.03%	0.51%
China (Hong Kong)	0.00%	0.03%
República Checa	0.03%	0.62%
Dinamarca	0.02%	0.56%
Japón	0.01%	0.60%
México	0.05%	0.69%
Noruega	0.05%	0.73%
Polonia	0.03%	0.68%
Rusia	0.10%	1.51%
Singapur	0.01%	0.35%
Sudáfrica	0.05%	0.94%
Suecia	0.03%	0.63%
Suiza	0.01%	0.79%
Turquía	0.06%	0.76%
Reino Unido	0.02%	0.60%
Zona Euro	0.02%	0.56%

Fuente: Elaboración propia con información de Forex Capital Markets.

El cálculo de la matriz de ponderaciones se realizó utilizando la distancia euclíadiana entre las regiones y considerando como indicador de la relación entre cada pareja de regiones a la diferencia de las exportaciones y las importaciones realizadas entre ellas (flujo comercial), las cuales fueron medidas en miles de dólares⁷. Al considerar como la variable que define la posición relativa de cada región al flujo comercial, el vector ρ_h es de dimensión 17×1 , el cual se muestra en las columnas de la Tabla 2:

⁷Datos obtenidos de the World Bank y United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD).

Tabla 2. Vectores de la posición relativa en cada región analizada

País	Canada	Méjico	Zona Euro	Reino Unido	Suiza	Suecia	Pol.	Noruega	Dinamarca	Turquía	Rusia	República Checa	Sudáfrica	Singapur	Japón	China (Hong Kong)	Australia
Canada	0	1.673	0.771	-0.207	0.311	1.488	1.143	-1.229	31.352	-3.87	-2.752	9.79	20.061	-2.781	-0.676	-12.555	6.05
Méjico	1.673	0	0.847	-5.165	-3.895	1.833	8.555	-11.476	-3.332	-1.936	2.52	-1.035	-2.572	-2.062	-0.07	1.946	2.214
Zona Euro	0.771	0.847	0	0.114	0.344	0.542	0.358	0.639	1.256	0.656	-0.361	-0.562	1.814	1.712	3.35	0.391	0.601
Reino Unido	-0.207	-5.165	0.114	0	0.037	-0.268	-0.145	-0.063	-0.567	-0.176	-0.356	-0.225	-0.394	0.221	-0.277	0.138	0.345
Suiza	0.381	-3.895	0.344	0.037	0	-8.126	2.51	2.144	8.627	0.31	1.317	-1.182	-0.576	0.167	0.296	0.044	0.502
Suecia	1.488	1.833	0.558	-0.268	-8.126	0	-1.933	0.359	-0.901	-2.325	-0.352	-1.024	1.595	1.811	1.704	-1.84	0.905
Polonia	1.143	8.555	0.542	-0.145	2.51	-1.933	0	3.164	1.169	-1.543	0.176	0.158	-2.204	-4.833	-0.49	3.164	4.182
Noruega	-1.229	-11.476	-0.639	-0.063	2.144	0.359	3.164	0	-1.941	-4.914	7.991	-1.597	-196.12	-0.935	-2.329	9.158	4.454
Dinamarca	31.352	-3.232	1.256	-0.567	8.627	-0.901	1.169	-1.941	0	10.482	1.032	-1.318	-5.879	-4.551	-0.708	-1.884	1.489
Turquía	-3.87	-1.936	0.656	-0.176	0.31	-2.525	1.543	-4.914	10.482	0	-0.06	-0.69	-2.329	14.867	-0.357	3.788	-42.541
Rusia	-2.752	2.52	-0.361	-0.336	1.317	-0.352	0.176	7.991	1.052	-0.06	0	-2.165	-8.118	-0.211	0.131	1.714	-2.115
República Checa	9.79	-1.035	-0.562	-0.225	-1.182	-1.024	0.158	-1.597	-1.348	-0.69	-2.165	0	-2.728	5.781	2.698	1.461	2.221
Sudáfrica	20.061	-2.572	1.814	-0.394	-0.676	1.595	-2.204	-1.9612	-5.879	-2.329	-8.118	-2.728	0	-1.187	1.719	0.942	-4.041
Singapur	-2.781	-2.062	1.712	0.221	0.167	1.811	-4.833	-0.935	-4.551	14.867	-0.211	5.781	-1.187	0	-0.296	0.027	0.121
Japón	-0.676	-0.07	3.35	-0.277	0.266	1.704	-0.49	-2.329	0.708	-0.557	0.131	2.698	1.719	-0.296	0	0.03	-0.046
China (Hong Kong)	-12.535	1.946	0.891	0.138	0.044	-1.84	3.164	9.158	-1.884	3.788	1.714	1.461	0.942	0.027	0.03	0	-4.043
Australia	6.05	2.214	0.601	0.345	0.502	0.905	4.182	4.454	1.489	-42.541	-2.115	2.221	-4.041	0.121	-0.046	-4.043	0

Fuente: Elaboración propia con datos de Forex Capital Markets.

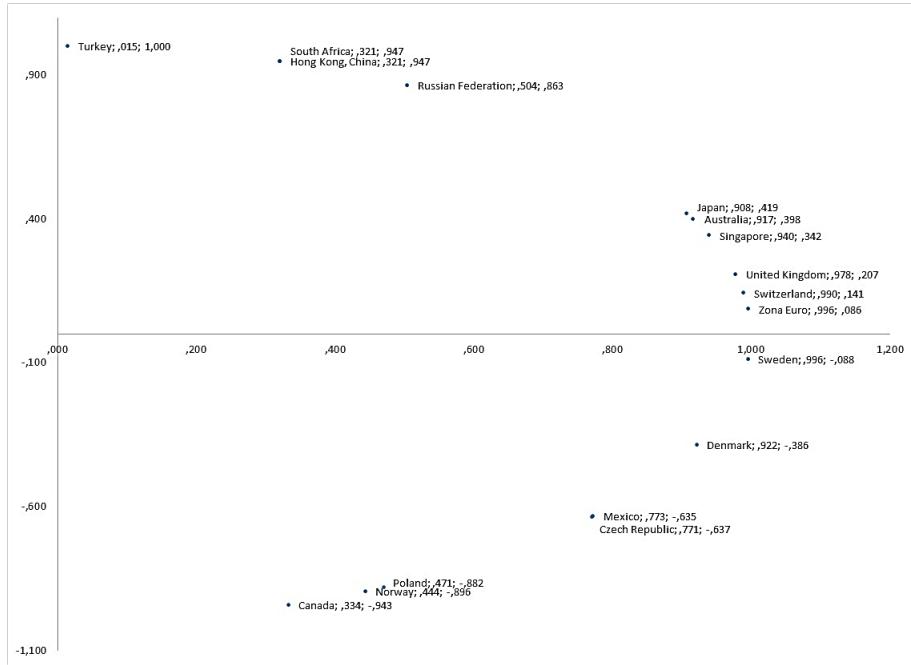
A partir de la posición relativa de cada región se calcula la distancia euclíadiana entre ellas y se muestra en la Tabla 3:

Tabla 3. Distancia euclíadiana entre regiones analizadas.

	Canada	Mexico	Zona Euro	Reino Unido	Suiza	Suecia	Pol.	Noruega	Dinamarca	Turquía	Rusia	República Checa	Sudáfrica	Singapur	Japón	China (Hong Kong)	Australia
Canada	0	14.7	29.7	32.6	30.8	26.5	3.5	2.5	0.5	2361.1	66.7	14.7	101.8	35.2	37.2	101.9	36.6
Mexico	14.7	0	2.6	3.5	2.9	1.7	3.9	5	0.5	2002.9	18.7	0	39.1	44	5.1	39.1	4.9
Zona Euro	29.7	2.6	0	0.1	0	0.1	12.8	14.8	0.8	1861.1	7.4	2.6	21.5	0.2	0.4	21.6	0.4
Reino Unido	32.6	3.5	0.1	0	0	0.3	14.7	16.9	1.3	1839.1	6	3.5	19.2	0	0.2	19.2	0.1
Suiza	30.8	2.9	0	0	0	0.2	13.5	15.6	1	1832.6	6.8	3	20.6	0.1	0.3	20.7	0.3
Suecia	26.5	1.7	0.1	0.3	0.2	0	10.7	12.6	0.3	1887.5	9.1	1.7	24.5	0.6	0.9	24.5	0.8
Polonia	3.5	3.9	12.8	14.7	13.5	10.7	0	0.1	7.3	2183	39.7	3.8	67.6	16.5	17.9	67.6	17.5
Noruega	2.5	5	14.8	16.9	15.6	12.6	0.1	0	8.8	2208.4	43.1	5	72.2	18.8	20.2	72.2	19.8
Dinamarca	20.8	0.5	0.8	1.3	1	0.3	7.3	8.8	0	1938.6	13	0.5	30.6	1.9	2.4	30.6	2.2
Turquía	2361.1	2002.9	1861.1	1839.1	1832.6	1837.5	2183	2208.4	1938.6	0	1634.2	2033.6	1482.2	1820	1805.8	1482.1	1809.7
Rusia	66.7	18.7	7.4	6	6.8	9.1	39.7	43.1	13	1634.2	0	18.8	3.7	5	4.3	3.7	4.5
República Checa	14.7	0	2.6	3.5	3	1.7	3.8	5	0.5	2003.6	18.8	0	39.2	4.4	5.1	39.2	4.9
Sudáfrica	101.8	39.1	21.5	19.2	20.6	24.5	67.6	72.2	30.6	1482.2	3.7	39.2	0	17.3	16	0	16.3
Singapur	35.2	4.4	0.2	0	0.1	0.6	16.5	18.8	1.9	1820	5	4.4	17.3	0	0	17.3	0
Japón	37.2	5.1	0.4	0.2	0.3	0.9	17.9	20.2	2.4	1805.8	4.3	5.1	16	0	0	16	0
China (Hong Kong)	101.9	39.1	21.6	19.2	20.7	24.5	67.6	72.2	30.6	1482.1	3.7	39.2	0	17.3	16	0	16.3
Australia	36.6	4.9	0.4	0.1	0.3	0.8	17.5	19.8	2.2	1809.7	4.5	4.9	16.3	0	0	16.3	0

Fuente: Elaboración propia con datos de Forex Capital Markets.

Gráfica 1. Coordenadas y posición relativa de las regiones analizadas.



Fuente: Elaboración propia a partir de análisis factorial.

La naturaleza espacial de los datos empleados obliga a verificar la existencia de dependencia espacial, para lo cual se utiliza el test de Moran, el cual contrasta la siguiente prueba de hipótesis con su correspondiente estadístico:

- H_0 : No existe dependencia espacial
- H_1 : Existe dependencia espacial

El estadístico de prueba es:

$$Z = \frac{I - E[I]}{\sqrt{V[I]}} \sim N(0, 1) \quad (32)$$

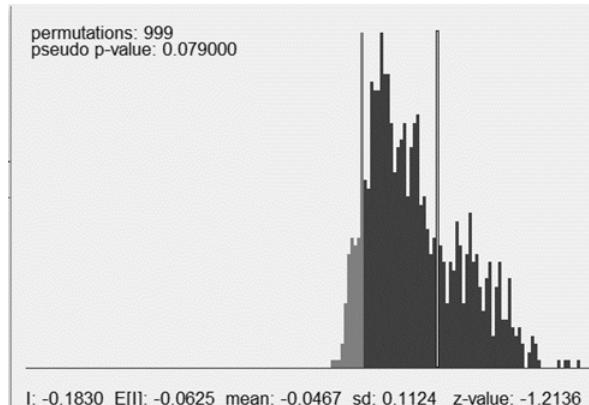
Donde $I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}$, con $E(I) = \frac{-1}{N-1}$ y $V[I]$ es la varianza de I .

El término W_{ij} indica la componente ij de la matriz de contigüidades estandarizada (W), para este caso, las componentes de dicha matriz son calculadas mediante el método k-Nearest Neighborhood con un parámetro $k=4$, lo cual

indica que la observación j será considerada vecina de la observación i si pertenece al conjunto de las cuatro más cercanas. En esta matriz de contigüidades estandarizada, 0 representa la ausencia de contigüidad entre las regiones i y j y $\frac{1}{4}$ el caso contrario.

Con un nivel de confianza del 95 %, los resultados⁸ del test, se presentan en la Gráfica 2, son concluyentes en cuanto a que no hay evidencia a favor de la hipótesis nula de no existencia de dependencia espacial en los datos; es decir, es necesario tener en cuenta los efectos espaciales de los datos al momento de construir un modelo que explique la variabilidad en el precio de la divisa estadounidense en cada uno de los países de la muestra.

Gráfica 2. Resultados prueba I-Moran.



Fuente: Elaboración propia a partir de análisis factorial.

En la Tabla 4 se muestran los precios del dólar estadounidense expresados en términos de la moneda local en cada región al 27 de julio de 2016.

Tabla 4. Precios del dólar estadounidense en moneda local por región al 27/07/2016.

Región	Precio
Australia	1.3329
Canadá	1.3188
China (Hong	7.7571

⁸Para la realización del test se utilizó el software GeoDa proveído por el GeoDa Center for Geospatial Analysis and Computation de la Arizona State University

Región	Precio
República Ch	24.599
Dinamarca	6.771
Japón	104.66
México	18.7755
Noruega	8.568
Polonia	3.9722
Rusia	65.9448
Singapur	1.3586
Sudáfrica	14.355
Suecia	8.6595
Suiza	0.9924
Turquía	3.0453
Reino Unido	0.7615
Zona Euro	0.9101

Fuente: Elaboración propia con datos de Forex Capital Markets.

Considerando los precios del dólar estadounidense para cada región y los parámetros calculados de tendencia y volatilidad, las matrices aplicables al modelo son:

$$\dot{A} = \begin{bmatrix} 1 & 1,3329 \\ 1 & 1,3188 \\ 1 & 24,599 \\ 1 & 6,771 \\ 1 & 7,7571 \\ 1 & 104,66 \\ 1 & 18,7755 \\ 1 & 8,568 \\ 1 & 3,9722 \\ 1 & 65,9448 \\ 1 & 1,3586 \\ 1 & 14,355 \\ 1 & 8,6595 \\ 1 & 0,9924 \\ 1 & 3,0453 \\ 1 & 0,7615 \\ 1 & 0,9101 \end{bmatrix}, \quad P(A, t) = \begin{bmatrix} 0,000390 \\ 0,000398 \\ 0,006781 \\ 0,001524 \\ 0,000001 \\ 0,011222 \\ 0,009119 \\ 0,003974 \\ 0,000996 \\ 0,065558 \\ 0,000126 \\ 0,007226 \\ 0,002883 \\ 0,000094 \\ 0,001825 \\ 0,000156 \\ 0,000208 \end{bmatrix} \quad \text{y} \quad Q(A, t) = \begin{bmatrix} 0,008923 \\ 0,006674 \\ 0,151812 \\ 0,037929 \\ 0,002271 \\ 0,624770 \\ 0,128934 \\ 0,062385 \\ 0,027011 \\ 0,998073 \\ 0,004760 \\ 0,135559 \\ 0,054748 \\ 0,007883 \\ 0,023053 \\ 0,004595 \\ 0,005141 \end{bmatrix} \quad (32)$$

Para determinar el ancho de banda, con el cual, se minimiza la suma de los cuadrados de los errores para cada modelo, se realizar el proceso de validación cruzada, con el cual se obtienen las matrices de ponderaciones para cada región. Posteriormente se realiza la estimación de $P(A, t)$ y $Q(A, t)$ y se calculan las matrices de pesos espaciales, como se detalla en el trabajo desarrollado por (Venegas-Martínez, Agudelo Torres, Franco Arbeláez, Franco Ceballos, 2016). Los resultados del cálculo de los estimadores por país son:

$$\begin{aligned}\hat{\gamma}_{Australia} &= \begin{bmatrix} 0,00115796909509033 \\ 0,000340421632790517 \end{bmatrix}, \hat{\gamma}_{Canada} = \begin{bmatrix} 0,00118370900763119 \\ 0,000330938910858106 \end{bmatrix}, \\ \hat{\gamma}_{Rep. Checa} &= \begin{bmatrix} 0,00116077395581468 \\ 0,000339458369193002 \end{bmatrix}, \hat{\gamma}_{Dinamarca} = \begin{bmatrix} 0,00115868897059999 \\ 0,000339981563738312 \end{bmatrix}, \\ \hat{\gamma}_{China (HK)} &= \begin{bmatrix} 0,0011843000253467 \\ 0,000340894110938239 \end{bmatrix}, \hat{\gamma}_{Japn (HK)} = \begin{bmatrix} 0,00115802762134397 \\ 0,00034042583386361 \end{bmatrix}, \\ \hat{\gamma}_{Mexico} &= \begin{bmatrix} 0,00116074738499784 \\ 0,00033946504397435 \end{bmatrix}, \hat{\gamma}_{Noruega} = \begin{bmatrix} 0,00117256037983481 \\ 0,000335907348949217 \end{bmatrix}, \\ \hat{\gamma}_{Polonia} &= \begin{bmatrix} 0,00117079442003651 \\ 0,00033652941150655 \end{bmatrix}, \hat{\gamma}_{Rusia} = \begin{bmatrix} 0,00116622823838294 \\ 0,000340431190566742 \end{bmatrix}, \\ \hat{\gamma}_{Singapur} &= \begin{bmatrix} 0,00115783766553616 \\ 0,0003404084829826 \end{bmatrix}, \hat{\gamma}_{Sudfrica} = \begin{bmatrix} 0,00118428519357589 \\ 0,000340893436264339 \end{bmatrix}, \\ \hat{\gamma}_{Suecia} &= \begin{bmatrix} 0,00115781575261673 \\ 0,000340236424044582 \end{bmatrix}, \hat{\gamma}_{Suiza} = \begin{bmatrix} 0,00115764989053142 \\ 0,000340345659753718 \end{bmatrix}, \\ \hat{\gamma}_{Turqua} &= \begin{bmatrix} 0,00117910192921336 \\ 0,000211998667907677 \end{bmatrix}, \hat{\gamma}_{Reino Unido} = \begin{bmatrix} 0,00115768621367893 \\ 0,000340375836760809 \end{bmatrix}, \\ \hat{\gamma}_{Zona Euro} &= \begin{bmatrix} 0,00115765629377173 \\ 0,000340323332723939 \end{bmatrix}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{\theta}_{Australia} &= \begin{bmatrix} -0,00118603307439246 \\ 0,00842411659722773 \end{bmatrix}, \hat{\theta}_{Canada} = \begin{bmatrix} -0,000714736962404722 \\ 0,00831974807704197 \end{bmatrix}, \\ \hat{\theta}_{República checa} &= \begin{bmatrix} -0,00110926532893113 \\ 0,00841325208440255 \end{bmatrix}, \hat{\theta}_{Dinamarca} = \begin{bmatrix} -0,0011491423809301 \\ 0,00841903080368061 \end{bmatrix}, \\ \hat{\theta}_{China HK} &= \begin{bmatrix} -0,000977105694812887 \\ 0,00843215025409977 \end{bmatrix}, \hat{\theta}_{Japn} = \begin{bmatrix} -0,00118620760279042 \\ 0,00842417551664191 \end{bmatrix}, \\ \hat{\theta}_{Mexico} &= \begin{bmatrix} -0,00110974360092832 \\ 0,00841332550581341 \end{bmatrix}, \hat{\theta}_{Noruega} = \begin{bmatrix} -0,000909122919987857 \\ 0,00837431559373148 \end{bmatrix}, \\ \hat{\theta}_{Polonia} &= \begin{bmatrix} -0,000938916249335268 \\ 0,00838113677376724 \end{bmatrix}, \hat{\theta}_{Rusia} = \begin{bmatrix} -0,001133604945903 \\ 0,0084252380876435 \end{bmatrix}, \\ \hat{\theta}_{Singapur} &= \begin{bmatrix} -0,00118529231470953 \\ 0,00842393985077305 \end{bmatrix}, \hat{\theta}_{Sudfrica} = \begin{bmatrix} -0,000977238477032596 \\ 0,00843214138395998 \end{bmatrix}, \\ \hat{\theta}_{Suecia} &= \begin{bmatrix} -0,001170759802985 \\ 0,00842189409548266 \end{bmatrix}, \hat{\theta}_{Suiza} = \begin{bmatrix} -0,0011803377175008 \\ 0,00842316305169333 \end{bmatrix}, \\ \hat{\theta}_{Turqua} &= \begin{bmatrix} 0,0108771777101216 \\ 0,00399823666842197 \end{bmatrix}, \hat{\theta}_{Reino Unido} = \begin{bmatrix} -0,00118286476687439 \\ 0,00842352765372169 \end{bmatrix}, \\ \hat{\theta}_{Zona Euro} &= \begin{bmatrix} -0,00117840319149432 \\ 0,00842289881966495 \end{bmatrix}\end{aligned}$$

Los resultados de los estimadores de γ muestran el cambio promedio en el precio del dólar estadounidense para cada región, que se explica por medio de su precio en las regiones vecinas considerando los términos económicos; mientras que, los estimadores de θ muestran la desviación estándar del cambio que explica cada región.

El ancho de banda óptimo de la regresión económicamente ponderada que explica las variaciones que existen en la tendencia y en la volatilidad es 165,21. Los errores estimados por región se presentan en la Tabla 5.

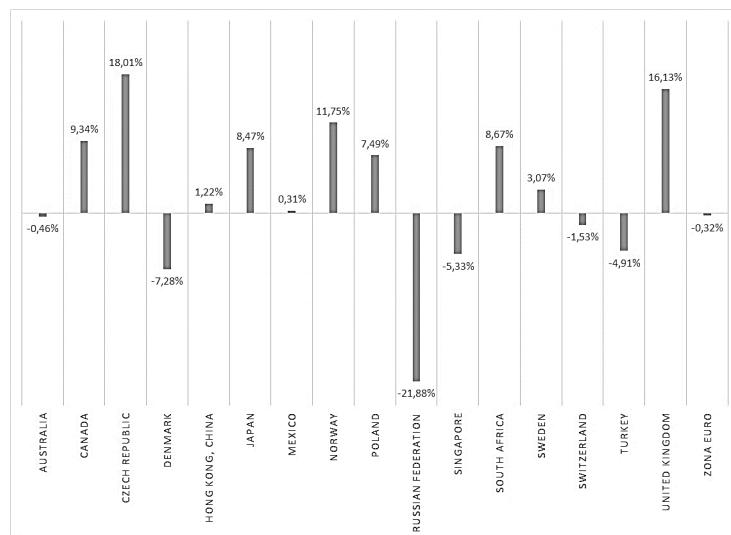
Tabla 5. Errores estimados por región.

Región	μ	σ
Australia	0,000001492	0,000001252
Canadá	0,000001495	0,000012841
China (Hong Kong)	0,000007452	0,002919910
República Checa	0,000003752	0,000321392
Dinamarca	0,000014650	0,003863991
Japon	0,000653554	0,065391461
México	0,000002512	0,000779561
Noruega	0,000000006	0,000071517
Polonia	0,000002284	0,000028530
Rusia	0,001759143	0,196786173
Singapur	0,000002234	0,000030248
Sudáfrica	0,000001317	0,000240008
Suecia	0,000001491	0,000289370
Suiza	0,000001964	0,000000496
Turquía	0	0
Reino Unido	0,000001591	0,000000406
Zona Euro	0,000001587	0,000001813

Fuente: Elaboración propia.

Para establecer una comparación entre el escenario inicial y uno simulado, se asumió un bloqueo económico de la Unión Europea (incluido el Reino Unido) a Turquía, este escenario considera la inexistencia de intercambios comerciales entre Turquía y los países considerados en el estudio. Posteriormente se realizaron 10,000 simulaciones, extrayendo al final el precio promedio de la divisa estadounidense en cada uno de los países. La repercusión que tendría en el precio de la divisa estadounidense en cada una de las regiones se muestra en la Gráfica 3.

Gráfica 3. Apreciación o depreciación del dólar estadounidense en términos cada moneda local ante el bloqueo comercial de la Unión Europea a Turquía.



Fuente: Elaboración propia con datos de Forex Capital Markets.

Los resultados indican que, de materializarse un bloqueo comercial a Turquía, por parte de la Unión Europea, en un periodo de aproximadamente un año implicaría una amplia repercusión en términos de apreciación de su moneda en Rusia (21,88), mientras que, en República Checa, Noruega y el Reino Unido se experimentaría una depreciación de sus monedas superior al 10% (18,01%, 11,75% y 16,13% respectivamente).

4. Conclusiones

En la presente investigación se consideró a los países que tienen actividad comercial con Turquía y se tomó como activo financiero al dólar estadounidense, para medir el impacto económico en cada país que tendría si se produce un bloqueo comercial con ese país. Se analizaron 17 mercados y el precio del dólar en cada mercado se determinó mediante un proceso de Itô que considera interrelacionados los distintos precios en las regiones analizadas, para el desarrollo del modelo se utilizó la metodología de econometría espacial, considerando términos financieros y económicos para calcular la distancia entre regiones; así como no geográficos. El análisis de la dinámica del precio del dólar estadounidense en cada región permitió simular el impacto en el precio local; así como los efectos de la variación en su precio o en las decisiones político económicas que le afectan a Turquía y como impactaría a sus socios comerciales. Las regiones utilizadas

para modelar el precio relativo del dólar con respecto de monedas locales fueron: Australia, Canadá, República Checa, Dinamarca, China (Hong Kong), Japón, México, Noruega, Polonia, Rusia, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y la Zona Euro; debido a su relación comercial con Turquía.

Los resultados muestran que de materializarse un eventual bloqueo comercial a la economía turca, esto implicaría inestabilidad del precio del dólar estadounidense en la mayoría de las regiones, particularmente en Rusia; país que después de un año vería apreciada su moneda local en 21,88 %. Otros países como República Checa, Noruega y el Reino Unido experimentarían una depreciación de sus monedas en 18,01 %, 11,75 % y 16,13 % respectivamente durante el mismo periodo. Por el contrario, Australia, Hong Kong, México, Suiza y la Zona Euro tendrían una variación menor a 2 % en el precio de la divisa estadounidense.

Se espera profundizar el estudio para incluir en el modelo el cálculo de distancia optima entre vecinos que minimice el impacto negativo sobre el precio del dólar en su moneda local y lograr extenderlo a cualquier activo que se comercialice en este grupo de regiones. Con lo que se puede contribuir a determinar y minimizar los efectos dominó en las economías relacionadas con el país que sufra una sanción económica.

References

Agudelo, J. E. (2011). *Incidencia de la estación del metro en San Javier en los precios de las viviendas de la zona*. Lincoln Institute of Land Policy; Universidad EAFIT, pp 17-19.

Agudelo, T. G., Franco, A. L., Franco, C. L., Gavira-Duron, N. (2017). *Procesos de Itō económicamente ponderados para la medición del impacto potencial del Brexit sobre los tipos de cambio*. Revista Espacios, Vol. 38 (no. 31), 4-26.

Ali, L. and Kestens (2006). *Contagion and Crises Clusters: Toward a Regional Warning System?* Journal Review of World Economics. Vol. 142, No. 4, pp 814-839.

Ali, L., Lebreton, M (2013). *The Fall of Bretton Woods: which Geography Matters?* Economics Bulletin. Vol. 2, No. 1, pp. 1396-1419.

Batalla A, L. (2013). *Turquía, el eterno candidato a la Unión Europea*. Revista Española de Relaciones Internacionales, (5), 1-26.

Black, F. and M. Scholes (1973). *The Pricing of Option and Corporative Liabilities*. Journal of Political Economy, Vol. 81, No 3, pp. 637-654.

Bowen, J. (2016). BBC Mundo. *Por qué la estabilidad de Turquía es importante para el resto del mundo*. [Online] Available at: <http://www.bbc.com/mundo/noticias-internacional-36818185> [Accessed 4 Apr. 2017].

Chasco-Yrigoyen, C. (2003). *Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos micro territoriales*. Tesis doctoral.

Coase, R. H. (1960). *The problem of social cost*. In Classic Papers in Natural Resource Economics (pp. 87-137). Palgrave Macmillan UK.

Cox, J., J. Ingersoll y S. Ross (1985a). *An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices*, Econometrica, Vol. 53, No. 2, pp. 385-467.

Cox, J. J. Ingersoll y S. Ross (1985b). *A theory of the term structure of interest rates*, Econometrica, Vol. 53, No. 2, pp. 385-467.

Fotheringham S., Brunsdon C., and Charlton M. (2002). *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. John Wiley Sons, Chichester.

Geary, R. C. (1954). *The Contiguity Ratio and Statistical Mapping*. Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 5, No. 3, pp. 115-145.

Gobierno de España, S. d. (2018, 03 05). *Comercio Exterior*. Retrieved from Países Candidatos, Turquía: <http://www.comercio.gob.es/es-ES/comercio-exterior/politica-comercial/relaciones-bilaterales-union-europea/europa/paises-candidatos/Paginas/turquia.aspx>

Grinols, E. L. y S. J. Turnovsky (1993). *Risk, the Financial Market, and Macroeconomic Equilibrium*, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 17, No. 1-2, pp. 1-36.

Lee, M. y W. Li (2005). *Drift and Diffusion Function Specification for Short-Term Interest Rates*, Economic Letters, Vol. 86, No. 3, pp. 339-346.

Lloyd, Christopher D. (2011). *Local Models for Spatial Analysis*. 2nd ed. CRC Press. U.S.A.

Longstaff, F. A. (1989). *A Nonlinear General Equilibrium Model of the Term Structure of Interest Rates*, Journal of Financial Economics, Vol. 23, No. 2, pp. 195-224.

Merton, R. C. (1973). *Theory of Rational Option Pricing*. Bell Journal of Economics, Vol. 4, No. 1, pp. 141-183.

Morán, P. (1948). *The Interpretation of Statistical Maps*. Journal of the Royal Statistical Society, No. 10, 243-251.

Mur L., J. (1999). *Heterocedasticidad y Autocorrelación espacial: una propuesta de identificación de series espaciales*. Estadística Española, Vol. 41, No. 144, pp. 79-104.

Paelinck, J. H. P. y Klaassen, L. H., (1979). *Spatial Econometrics*. Saxon House Farnborough. Kiel Institute for World Economics.

Schmedders, K. (1998). *Computing Equilibria in the General Equilibrium Model with Incomplete Asset Markets*. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 22, No. 8-9, pp. 1375-1401.

Turnovsky, S. J. (1986). *Short-Term and Long-Term Interest Rates in a Monetary Model of a Small Open Economy*. Journal of International Economics, Vol. 20, No. 3-4, pp. 291-311.

Unión Europea. (2018, 03 05). *Access to European Union law*. Retrieved from Asociación para la Adhesión de Turquía: <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/ES/TXT/?uri=LEGISSUM%3Ae40111>

Unión Europea 2. (2018, 03 05). *Instrumentos europeos de apoyo financiero al exterior*. Retrieved from Instrumento de Ayuda de Preadhesión (IPA): <http://www.mineco.gob.es/portal/site/mineco/menuitem.32ac44f94b634f76faf2b910026041a0/?vgnextoid=ef490e58ac10a310VgnVCM1000002006140aRCRD>

Vasicek, O. (1977). *An Equilibrium Characterization of the Term Structure*. Journal of Financial Economics, Vol. 5, No. 2, pp. 177-188.

Venegas-Martínez, F. (2001). *Temporary Stabilization: a Stochastic Analysis*. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 25, No. 9, pp. 1429-1449.

Venegas-Martínez, F. y B. González-Aréchiga (2002). *Cobertura de tasas de interés con futuros del mercado mexicano de derivados: un modelo estocástico de duración y convexidad*. El Trimestre Económico, Vol. 59(2) No. 274, pp. 227-250.

Venegas-Martínez, F. (2006a). *Stochastic Temporary Stabilization: Undiversifiable Devaluation and Income Risks*. Economic Modelling, Vol. 23, No. 1, pp. 157-173.

Venegas-Martínez, F. (2006b). *Fiscal Policy in a Stochastic Temporary Stabilization Model: Undiversifiable Devaluation Risk*, Journal of World Economic Review, Vol. 1, No. 1, pp. 87-106.

Venegas-Martínez, F. (2008). *Riesgos financieros y económicos, productos derivados y decisiones económicas bajo incertidumbre*, 2da. Edición, Cengage Learning, México.

Venegas-Martínez, F., Agudelo Torres, G. A., Franco Arbeláez, L. C., Franco Ceballos, L. E. (2016). *Precio del dólar estadounidense en el mundo. Proceso de Itô económicamente ponderados en un análisis espacial*. Economía y Sociedad, Enero-Junio, pp. 83-105.