

Precio del dólar estadounidense en el mundo

Procesos de Itô económicamente ponderados en un análisis espacial

Francisco Venegas-Martínez

Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional, México
fvenegas1111@yahoo.com.mx

Gabriel Alberto Agudelo Torres

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

Luis Ceferino Franco Arbeláez

Instituto Tecnológico Metropolitano, Medellín, Colombia
luisfranco@itm.edu.co

Luis Eduardo Franco Ceballos

Instituto Tecnológico Metropolitano, Medellín, Colombia
luisefranco@itm.edu.co

Resumen

En esta investigación se modela la dinámica estocástica del precio del dólar estadounidense sujeto a las diferentes fuerzas que afectan su precio relativo con otras monedas en diferentes mercados regionales a través de los procesos de Itô económicamente ponderados combinados y la econometría espacial. La muestra de países que se

Los autores agradecen la revisión y sugerencias de dos dictaminadores anónimos. Cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva de los autores.

Fecha de recepción:
20 de febrero 2016
Fecha de aprobación:
18 de abril de 2016

utiliza para modelar el precio relativo del dólar con respecto de monedas locales son: Australia, Canadá, República Checa, Dinamarca, China (Hong Kong), Hungría, Japón, México, Nueva Zelanda, Noruega, Polonia, Rusia, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y los países pertenecientes a la Zona Euro considerados como un todo. Para el cálculo de la matriz de ponderaciones se utiliza la distancia económica (no geográfica) entre las regiones, y como indicador de la relación entre cada pareja de regiones se considera el flujo comercial entre ellos.

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

Clasificación JEL: C21, R12, F31, C63.

1. Introducción

Diversas investigaciones dedicadas a estudiar la dinámica estocástica de precios de activos financieros en una región o mercado en particular, suponen que dicho precio se comporta de acuerdo con un proceso de Itô. Los trabajos seminales de este enfoque son, por supuesto, Black y Scholes (1973), Merton (1973), Vasicek (1977), y Cox Ingersoll y Ross (1985a) y (1985b). Otros trabajos que generalizan los procesos de Itô se encuentran en Grinols y Turnovsky (1993), Schmedders (1998). Ángeles-Castro y Venegas-Martínez (2010), Venegas (2006a) y (2006b), Venegas-Martínez y González-Aréchiga (2000), y González-Aréchiga *et al.* (2001).

Al considerar un activo que se negocia en n regiones diferentes y que en cada región está sujeta a diferentes fuerzas que afectan su precio, su modelación también debería tomar en cuenta que los diferentes mercados regionales podrían estar o no interrelacionados. Incorporar estos aspectos en la modelación del precio del activo financiero no sólo indica una sofisticación teórica, sino también representa un aspecto relevante que agrega mayor realismo al modelado y permite la simulación de su dinámica ante cambios en la forma en que se relacionan las regiones.

Por otro lado, la estadística espacial permite analizar los efectos regionales en la modelación de las variables; véanse, al respecto: Morán (1948), Geary (1954), Paelinck y Klaasen (1979). En ese sentido la econometría espacial se puede considerar como un complemento natural de la modelación estocástica del activo financiero con el fin de incorporar en su dinámica el hecho que pueda ser negociado en distintos mercados, y que ellos puedan estar interrelacionados o no.

En la modelación de activos financieros y su efecto espacial en las regiones vecinas se puede considerar el estudio de Ali y Kestens (2006) que analiza la relación y el contagio entre crisis cambiarias y sus determinantes, utilizando regresiones geográficamente ponderadas (GWR por sus siglas en inglés). Además, Ali y Lebreton (2013) estudian la difusión espacial de los ataques especulativos durante la caída del sistema de Bretton Woods. Sin embargo, estos autores no incluyen procesos de Itô en la modelación del precio del activo financiero. En este artículo se presenta un proceso estocástico de Itô para modelar el precio de un activo financiero que es negociado en diferentes merca-

dos con potenciales correlaciones económicas, incorporadas en el modelo mediante técnicas de econometría espacial. Para ello se considera un activo financiero que se negocia en diferentes mercados regionales y cuyos precios se suponen influenciados por condiciones internas de cada región, pero también por condiciones externas de las demás regiones. Es así como el precio del activo, además de estar afectado por la oferta y la demanda internas, estará influenciado por las condiciones de mercado en las regiones cercanas en términos económicos.

En este artículo el activo en cuestión es una divisa, el dólar estadounidense, y su precio relativo se modelará con respecto de la moneda de cada uno de los siguientes países: Australia, Canadá, República Checa, Dinamarca, China (Hong Kong), Hungría, Japón, México, Nueva Zelanda, Noruega, Polonia, Rusia, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y los países correspondientes a la Zona Euro considerados como un todo. Para modelar el precio de dólar americano, sujeto a las diferentes fuerzas que afectan su precio relativo con otras monedas en diferentes mercados regionales que están interrelacionados, se utilizan los procesos de Itô económicamente ponderados combinados con la econometría espacial. Para el cálculo de la matriz de ponderaciones se emplea la distancia euclidiana entre las regiones analizadas, y como indicador de la relación entre cada pareja de regiones se utiliza la suma de las exportaciones y las importaciones entre ellas (flujo comercial) medidas en miles de dólares; siendo el flujo comercial la variable que define la posición relativa de cada región¹.

Este artículo está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se presenta la metodología, en la cual se desarrolla el modelo, se realiza la estimación de los parámetros y el cálculo de las ponderaciones económicas; luego, en la sección 3, se considera el precio del dólar estadounidense con respecto a la moneda local de 18 regiones, se desarrolla una aplicación del modelo y se realizan ejercicios de simulación de los efectos que un choque en una de las economías tiene sobre el resto de ellas; por último, en la sección 4 se presentan las conclusiones.

2. El modelo propuesto

A continuación, el precio de un activo particular se denota como s_t . El proceso de Itô que describe su evolución a través del tiempo está dado por²:

$$ds_t = a(s, t) dt + b(s, t) dW_t$$

donde dW_t es el cambio instantáneo en un proceso de Wiener, W_t , que puede escribirse como:

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

¹ Otros estudios sobre el comportamiento de divisas se encuentran en Benavides-Perales, Téllez-León y Venegas-Martínez (2015)

² Véase, al respecto, Venegas-Martínez, F. (2008).

Se supone que el mismo activo se negocia en n regiones diferentes y que en cada región está sujeto a diferentes fuerzas (intercambio financiero y económico) tanto internas como externas que lo afectan. Para ampliar el proceso de Itô a una dimensión espacial, se define el siguiente sistema de ecuaciones que describe el comportamiento del precio del activo en cada región y su interrelación con las demás regiones:

$$\begin{aligned} ds_{i1} &= a_1(S, t) dt + b_1(S, t) \varepsilon_1 \sqrt{dt} \\ ds_{i2} &= a_2(S, t) dt + b_2(S, t) \varepsilon_2 \sqrt{dt} \\ &\vdots \\ ds_{in} &= a_n(S, t) dt + b_n(S, t) \varepsilon_n \sqrt{dt} \end{aligned}$$

donde S representa el conjunto de precios del activo en las regiones. Las fuerzas internas que afectan el precio en la región i se recogen en el precio S_i y las externalidades en el conjunto $S - \{S_i\}$. El sistema de ecuaciones de n procesos de Itô puede expresarse en forma matricial como:

$$dS = A(S, t) dt + EB(S, t) \sqrt{dt}$$

donde $S = \begin{bmatrix} S_1 \\ S_2 \\ \vdots \\ S_n \end{bmatrix}$, $E = \text{diag}(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n)$ y $A(S, t)$ y $B(S, t)$ se pueden definir como:

$$A(S, t) = \text{diag}(s_{i1}, s_{i2}, \dots, s_{in}) * a^T + \mu$$

con $a = [a_1 \ a_2 \ \dots \ a_n]$ y μ un término de perturbaciones aleatorias, y
 $B(S, t) = \text{diag}(s_{i1}, s_{i2}, \dots, s_{in}) * \beta^T + v$

con $a = [\beta_1 \ \beta_2 \ \dots \ \beta_n]$ y v otro término de perturbaciones aleatorias.

2.1 Estimación de los parámetros

Las componentes de los vectores estimados \hat{a}_i y $\hat{\beta}_i$ pueden ser halladas de la siguiente manera³. Considere el modelo lineal:

$$Y = X\lambda + U$$

Si se premultiplica por una matriz de ponderaciones T no singular se obtiene:

$$TY = TX\lambda + TU$$

³ Véase Agudelo (2011).

La matriz de varianzas y covarianzas de TU satisface:

$$\Sigma_{TU} = E [(TU - E(TU)) (TU - E(TU))^T]$$

Ahora bien, como $E(TU) = TE(U) = 0$, se sigue que

$$\Sigma_{TU} = TE [UU^T] T^T$$

Los efectos espaciales de dependencia y heterogeneidad son propios de los datos geográficamente distribuidos (Chasco, 2003), y si una serie presenta rasgos de dependencia espacial, esto conlleva también a la existencia de problemas de heterocedasticidad, aunque la inversa no es necesariamente cierta (Mur, 1999). Así, en los modelos donde se utilizan datos espaciales se introduce de manera natural la heterocedasticidad. Si se acepta que este fenómeno se encuentra presente, se tiene:

$$\Sigma_U = E[UU^T] = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} = \sigma^2 W^{-1},$$

Con $W^{-1} \neq I$, donde I es la matriz identidad. Por lo tanto,

$$\Sigma_{TU} = \sigma^2 TW^{-1}T^T$$

De lo anterior se deduce que para que no exista heteroscedasticidad en el modelo es necesario que $TW^{-1}T^T = I$. Después de despejar la matriz W se obtiene:

$$W = T^T T.$$

Como el modelo lineal general considerado es $TY = TX\beta + TU$, entonces el estimador de λ obtenido por el método de mínimos cuadrados ordinarios o por el de máxima verosimilitud será:

$$\begin{aligned} \hat{\lambda} &= ((TX)^T TX)^{-1} (TX)^T (TY) \\ &= (X^T WX)^{-1} X^T WY \end{aligned}$$

Por lo tanto, los estimadores para α_i y β_i se pueden obtener escribiendo $X = S$ y $Y = A(S, t)$ ó $Y = B(S, t)$ según el caso. Por lo tanto:

$$\begin{aligned} \hat{\alpha}_i &= (S^T W_i S)^{-1} S^T W_i A(S, t) \\ \hat{\beta}_i &= (S^T W_i S)^{-1} S^T W_i B(S, t) \end{aligned}$$

En ambos casos W_i es una matriz de ponderaciones que asigna mayor peso a las observaciones más cercanas en términos de intercambio financiero y económico y menor peso a las más lejanas. Dicha matriz se define como $W_i = \text{diag}(w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{in})$, y cuyas componentes se especifican en la siguiente sección.

Por otra parte, los estimadores de los términos de perturbaciones aleatorias, μ y ν , se obtienen mediante:

$$\hat{\mu} = \text{diag}(s_{t1}, s_{t2}, \dots, s_{tn}) \hat{\alpha}^T - A(S, t)$$

$$\hat{\nu} = \text{diag}(s_{t1}, s_{t2}, \dots, s_{tn}) \hat{\beta}^T - B(S, t)$$

2.2 Estimación de ponderaciones

Para establecer los pesos W_{ij} se utilizará la función gaussiana propuesta por Fotheringham *et al.* (2002), que reduce las ponderaciones de los pesos en la medida en que las distancias aumentan de acuerdo con una función del tipo:

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

donde d_{ij} es la distancia económica entre las regiones i y j . Dicha distancia está dada por:

$$d_{ij}(\rho_i, \rho_j) = \sqrt{(\rho_i - \rho_j)^T (\rho_i - \rho_j)}$$

donde la posición relativa de la región h puede ser determinada a través del inverso multiplicativo de la relación que dicha región tiene con cada una de las demás regiones ($1/x_{hk}$), con $k = 1, 2, \dots, n$. Para el caso en que $h = k$ la relación será cero.

$$\rho_h = \begin{bmatrix} 1/x_{h1} \\ 1/x_{h2} \\ \vdots \\ 1/x_{hn} \end{bmatrix}, \text{ con } = i, j.$$

Para el caso en el que se utilizan diversas variables para definir la posición relativa, se propone que dicha distancia sea determinada aplicando el concepto de distancia de Mahalanobis, pues ésta tiene en cuenta que las regiones analizadas se comportan como variables aleatorias multidimensionales donde cada dimensión tiene diferente escala de medición.

$$d_{ij}(\rho_i, \rho_j) = \sqrt{(\rho_i - \rho_j)^T \Sigma^{-1} (\rho_i - \rho_j)}$$

donde Σ^{-1} es la matriz de varianzas y covarianzas del inverso multiplicativo de la relación que la región h tiene con cada una de las demás regiones. La posición relativa de la región h puede ser determinada a través del siguiente vector:

$$\rho_h = \begin{bmatrix} \phi_{h1} \\ \phi_{h2} \\ \vdots \\ \phi_{hz} \end{bmatrix}, \text{ con } = i, j,$$

donde ϕ_{hg} representa el vector que indica el inverso multiplicativo de la relación entre la región h y la región k a través de la variable g . Dicha relación será denotada como x_{hgk} . Para el caso en que $h = k$ la relación será cero. Así mismo

$$\phi_{hg} = \begin{bmatrix} 1/x_{hg1} \\ 1/x_{hg2} \\ \vdots \\ 1/x_{hgn} \end{bmatrix}$$

El ancho de banda, denotado por b , se determina como lo propone Lloyd (2011) mediante el criterio de validación cruzada:

$$CV = \min_b \sum_{i=1}^n [s_i - \hat{s}_i(b)]^2, \text{ con } i = 1, 2, \dots, n.$$

2.3 Ecuación diferencial estocástica estimada

Una vez que se han determinado los estimadores $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_i$ es posible describir el comportamiento del precio de cada activo en cada región i de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \widehat{ds}_{ti} &= (s_{ti}\hat{\alpha}_i + \hat{\mu}_{ti})dt + (s_{ti}\hat{\beta}_i + \hat{v}_{ti})dW_{ti} \\ &= s_{ti}\hat{\alpha}_i dt + s_{ti}\hat{\beta}_i \varepsilon \sqrt{dt} + \hat{\mu}_{ti} dt + \hat{v}_{ti} dW_{ti} \end{aligned}$$

Por lo tanto, la estimación del proceso estocástico utilizado para describir el cambio en el precio del activo S en la región i , está dada por:

$$\widehat{ds}_{ti} = s_{ti}\hat{\alpha}_i dt + s_{ti}\hat{\beta}_i dW_{ti} + \widehat{dr}_{ti}$$

donde $\widehat{dr}_{ti} = \hat{\mu}_{ti} dt + \hat{v}_{ti} dW_{ti}$ es el valor estimado del cambio instantáneo en el término de perturbaciones aleatorias. La expresión $s_{ti}\hat{\alpha}_i dt + s_{ti}\hat{\beta}_i dW_{ti}$ describe la componente que depende de la influencia de las regiones vecinas en términos de intercambio financiero. La expresión \widehat{dr}_{ti} describe la parte del proceso que es autónoma y que refleja las particularidades internas de la región i .

3. Aplicación del modelo

Para ilustrar el modelo propuesto 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), Hungría, Japón, México, Nueva Zelanda, Noruega, Polonia, Rusia, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y los países correspondientes a la zona euro tenidos en cuenta como un único país.

Los parámetros de la ecuación diferencial que describe el comportamiento de dicho activo en cada región fueron estimados de la siguiente manera a partir de la serie de precios diarios⁴: la tendencia fue calculada como el promedio de los rendimientos diarios durante los últimos 5 años y la volatilidad como la desviación estándar de dichos rendimientos. En el Cuadro 1 se muestran los resultados de las estimaciones.

Para el cálculo de la matriz de ponderaciones se utilizó la distancia euclidiana entre las regiones analizadas, y como indicador de la relación entre cada pareja de regiones la suma de las exportaciones y las importaciones entre ellas (flujo comercial) medidas en miles de dólares. Dichos datos se detallan en el Anexo 1. Al utilizar sólo el flujo comercial como la variable que define la posición relativa de cada región, el vector ρ_h será entonces de dimensión 19×1 , el cual es representado en forma de columnas en el Cuadro 2.

A partir de la posición relativa de cada región es posible calcular la distancia euclidiana entre ellos, la cual se muestra en el Cuadro 3.

⁴ Datos tomados desde el 21 de enero de 2011 hasta el 8 de julio de 2014 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).

Cuadro 1. Promedio y desviación estándar de las rentabilidades diarias del precio del dólar estadounidense en términos de la moneda local de cada uno de las regiones consideradas

	Prom. Rent.	Desv. Est. Rent.
Australia	0,01%	0,68%
Canada	0,01%	0,47%
Czech Republic	0,02%	0,78%
Denmark	0,00%	0,54%
Hong Kong, China	0,00%	0,03%
Hungary	0,02%	0,97%
Japan	0,02%	0,57%
Mexico	0,01%	0,73%
New Zealand	-0,01%	0,73%
Norway	0,01%	0,71%
Poland	0,01%	0,90%
Russian Federation	0,02%	0,81%
Singapore	0,00%	0,37%
South Africa	0,05%	0,97%
Sweden	0,01%	0,73%
Switzerland	-0,01%	0,70%
Turkey	0,04%	0,65%
United Kingdom	-0,01%	0,44%
Zona Euro	0,00%	0,54%

Fuente: Cálculos propios a partir de información de Forex Capital Markets.

PRECIO DEL DÓLAR ESTADOUNIDENSE EN EL MUNDO.
PROCESOS DE ITÔ ECONÓMICAMENTE PONDERADOS
EN UN ANÁLISIS ESPACIAL

Cuadro 2. Vectores (columnas) que definen la posición relativa de cada región analizada

	Australia	Canada	Czech Republic	Denmark	Hong Kong, China	Hungary	Japan	Mexico	New Zealand
Australia	0,0000	0,2438	1,8235	0,7540	0,2574	2,8602	0,0144	0,3383	0,0658
Canada	0,2427	0,0000	1,8919	0,7785	0,3650	1,5715	0,0394	0,0323	1,0871
Czech Republic	1,4522	2,4023	0,0000	0,5062	1,9594	0,1447	0,2807	1,1132	12,5701
Denmark	0,8491	0,8825	0,5672	0,0000	0,4981	0,7641	0,4934	2,0370	4,8764
Hong Kong, China	0,0851	0,1837	0,9162	0,5006	0,0000	0,6740	0,0164	0,3375	0,8801
Hungary	4,5587	1,0279	0,1381	0,7732	0,9194	0,0000	0,5413	1,0150	6,5279
Japan	0,0134	0,0436	0,4250	0,3627	0,0235	0,4397	0,0000	0,0672	0,2005
Mexico	0,4949	0,0480	1,1154	1,5246	0,8593	0,8145	0,0493	0,0000	2,2862
New Zealand	0,0722	1,0836	15,7444	5,0274	1,2087	19,2194	0,1971	2,3134	0,0000
Norway	1,8989	0,3057	0,4087	0,0828	2,3819	2,1530	0,2809	3,0012	13,8404
Poland	1,5117	0,6866	0,0555	0,1944	1,3944	0,1346	0,2962	1,1049	13,3896
Russian Federation	0,9970	0,3548	0,1134	0,2661	0,6668	0,1110	0,0320	0,6303	4,5718
Singapore	0,0455	0,4103	1,1984	0,9125	0,0210	1,1446	0,0240	0,3485	0,3590
South Africa	0,4321	0,9074	1,3365	2,3362	0,5906	1,6590	0,0996	0,7643	3,5431
Sweden	0,4306	0,5492	0,3197	0,0404	0,5219	0,5472	0,2300	1,0562	4,5791
Switzerland	0,3294	0,2416	0,2522	0,5198	0,0931	0,4967	0,0840	0,4148	3,1415
Turkey	0,8155	0,4970	0,3582	0,5863	2,2266	0,5874	0,2542	0,9318	8,1626
United Kingdom	0,0708	0,0377	0,1037	0,0770	0,0764	0,1739	0,0474	0,2379	0,4435
Zona Euro	0,0233	0,0202	0,0060	0,0131	0,0258	0,0103	0,0074	0,0193	0,1672

	Norway	Poland	Russia	Singapore	South Africa	Sweden	Switzerland	Turkey	UK	Zona Euro
Australia	2,0518	1,6909	0,5822	0,0447	0,4027	0,3490	0,2706	0,8261	0,0720	0,0241
Canada	0,1647	0,6493	0,3621	0,4305	0,7542	0,3936	0,2250	0,4290	0,0366	0,0185
Czech Republic	0,9547	0,0513	0,0718	1,0487	1,2929	0,2751	0,2465	0,3573	0,0983	0,0059
Denmark	0,0835	0,1889	0,3412	1,2454	3,1349	0,0387	0,5911	0,6224	0,0675	0,0133
Hong Kong, China	1,9866	0,9250	0,2899	0,0234	0,1508	0,6771	0,0467	0,8582	0,0645	0,0165
Hungary	3,9526	0,1195	0,0864	1,0142	1,2576	0,4711	0,6171	0,4820	0,1648	0,0092
Japan	0,2834	0,3741	0,0300	0,0312	0,0954	0,2356	0,0794	0,3346	0,0485	0,0078
Mexico	4,3136	1,2025	0,5883	0,4774	1,0420	0,7184	0,4239	1,2738	0,2002	0,0191
New Zealand	15,9920	13,2711	2,4077	0,4180	3,2125	3,4160	3,1310	6,2197	0,4648	0,1523
Norway	0,0000	0,1969	0,3093	0,5940	1,7215	0,0454	0,5019	0,5977	0,0208	0,0105
Poland	0,1676	0,0000	0,0264	0,7716	1,2061	0,1205	0,3158	0,1909	0,0598	0,0056
Russian Federation	0,3702	0,0367	0,0000	0,4992	1,0372	0,0987	0,0741	0,0436	0,0482	0,0035
Singapore	0,5507	2,2198	0,2052	0,0000	0,4488	0,6763	0,1634	0,8579	0,0739	0,0150
South Africa	2,4714	1,2815	1,6236	0,4645	0,0000	0,5966	0,3865	0,9311	0,1455	0,0285
Sweden	0,0309	0,1100	0,0838	0,8524	0,6473	0,0000	0,2874	0,3147	0,0422	0,0071
Switzerland	0,6967	0,2687	0,2676	0,2006	0,5392	0,3156	0,0000	0,3159	0,0516	0,0042
Turkey	0,7312	0,2036	0,0300	1,5009	0,5982	0,3010	0,1552	0,0000	0,0698	0,0092
United Kingdom	0,0257	0,0604	0,0420	0,0880	0,0648	0,0440	0,0228	0,0674	0,0000	0,0021
Zona Euro	0,0099	0,0049	0,0034	0,0187	0,0249	0,0073	0,0039	0,0082	0,0021	0,0000

Fuente: Cálculos propios.

Cuadro 3. Distancia euclidiana entre las regiones analizadas

	Australia	Canada	Czech Republic	Denmark	Hong Kong, China	Hungary	Japan	Mexico	New Zealand
Australia	0,0000	0,0594	3,3253	0,5686	0,0663	8,1808	0,0002	0,1145	0,0043
Canada	0,0594	0,0000	2,4955	0,2603	0,0002	6,8455	0,0526	0,0089	0,0317
Czech Republic	3,3253	2,4955	0,0000	1,1438	2,4526	1,0747	3,2729	2,2058	3,0896
Denmark	0,5686	0,2603	1,1438	0,0000	0,2466	4,4360	0,5470	0,1728	0,4736
Hong Kong, China	0,0663	0,0002	2,4526	0,2466	0,0000	6,7743	0,0591	0,0065	0,0367
Hungary	8,1808	6,8455	1,0747	4,4360	6,7743	0,0000	8,0986	6,3599	7,8086
Japan	0,0002	0,0526	3,2729	0,5470	0,0591	8,0986	0,0000	0,1049	0,0026
Mexico	0,1145	0,0089	2,2058	0,1728	0,0065	6,3599	0,1049	0,0000	0,0743
New Zealand	0,0043	0,0317	3,0896	0,4736	0,0367	7,8086	0,0026	0,0743	0,0000
Norway	4,2100	3,2690	0,0521	1,6843	3,2198	0,6535	4,1511	2,9361	3,9443
Poland	2,8591	2,0941	0,0176	0,8777	2,0548	1,3673	2,8106	1,8294	2,6409
Russian Federation	0,3390	0,1145	1,5409	0,0295	0,1055	5,1893	0,3224	0,0595	0,2667
Singapore	0,0020	0,0397	3,1643	0,5032	0,0453	7,9272	0,0009	0,0862	0,0004
South Africa	0,1622	0,0253	2,0187	0,1234	0,0211	6,0392	0,1508	0,0041	0,1135
Sweden	0,1218	0,0111	2,1743	0,1641	0,0084	6,3062	0,1119	0,0001	0,0802
Switzerland	0,0732	0,0007	2,4115	0,2337	0,0002	6,7058	0,0657	0,0046	0,0420
Turkey	0,6825	0,3391	0,9948	0,0052	0,3234	4,1374	0,6589	0,2380	0,5781
United Kingdom	0,0052	0,0295	3,0678	0,4651	0,0344	7,7740	0,0033	0,0709	0,0000
Zona Euro	0,0006	0,0483	3,2380	0,5328	0,0545	8,0436	0,0001	0,0988	0,0017

	Norway	Poland	Russia	Singapore	South Africa	Sweden	Switzerland	Turkey	UK	Zona Euro
Australia	4,2100	2,8591	0,3390	0,0020	0,1622	0,1218	0,0732	0,6825	0,0052	0,0006
Canada	3,2690	2,0941	0,1145	0,0397	0,0253	0,0111	0,0007	0,3391	0,0295	0,0483
Czech Republic	0,0521	0,0176	1,5409	3,1643	2,0187	2,1743	2,4115	0,9948	3,0678	3,2380
Denmark	1,6843	0,8777	0,0295	0,5032	0,1234	0,1641	0,2337	0,0052	0,4651	0,5328
Hong Kong, China	3,2198	2,0548	0,1055	0,0453	0,0211	0,0084	0,0002	0,3234	0,0344	0,0545
Hungary	0,6535	1,3673	5,1893	7,9272	6,0392	6,3062	6,7058	4,1374	7,7740	8,0436
Japan	4,1511	2,8106	0,3224	0,0009	0,1508	0,1119	0,0657	0,6589	0,0033	0,0001
Mexico	2,9361	1,8294	0,0595	0,0862	0,0041	0,0001	0,0046	0,2380	0,0709	0,0988
New Zealand	3,9443	2,6409	0,2667	0,0004	0,1135	0,0802	0,0420	0,5781	0,0000	0,0017
Norway	0,0000	0,1303	2,1598	4,0287	2,7196	2,8997	3,1726	1,5023	3,9196	4,1118
Poland	0,1303	0,0000	1,2292	2,7100	1,6594	1,8007	2,0171	0,7478	2,6207	2,7783
Russian Federation	2,1598	1,2292	0,0000	0,2889	0,0322	0,0544	0,0971	0,0595	0,2603	0,3115
Singapore	4,0287	2,7100	0,2889	0,0000	0,1282	0,0926	0,0511	0,6107	0,0007	0,0004
South Africa	2,7196	1,6594	0,0322	0,1282	0,0000	0,0029	0,0174	0,1793	0,1094	0,1434
Sweden	2,8997	1,8007	0,0544	0,0926	0,0029	0,0000	0,0061	0,2277	0,0767	0,1056
Switzerland	3,1726	2,0171	0,0971	0,0511	0,0174	0,0061	0,0000	0,3086	0,0395	0,0608
Turkey	1,5023	0,7478	0,0595	0,6107	0,1793	0,2277	0,3086	0,0000	0,5687	0,6433
United Kingdom	3,9196	2,6207	0,2603	0,0007	0,1094	0,0767	0,0395	0,5687	0,0000	0,0023
Zona Euro	4,1118	2,7783	0,3115	0,0004	0,1434	0,1056	0,0608	0,6433	0,0023	0,0000

Fuente: Cálculos propios.

Cuadro 4. Precios del dólar estadounidense expresados en términos de la moneda local en cada región al 8 de julio de 2014

Región	Precio
Australia	1,064124
Canada	1,067600
Czech Republic	20,145000
Denmark	5,477090
Hong Kong, China	7,749450
Hungary	226,840000
Japan	101,560000
Mexico	12,980000
New Zealand	1,138304
Norway	6,188800
Poland	3,029900
Russian Federation	34,214000
Singapore	1,242960
South Africa	10,678900
Sweden	6,833700
Switzerland	0,892820
Turkey	2,122440
United Kingdom	0,583785
Zona Euro	0,734727

Fuente: Cálculos propios.

De acuerdo con los precios de la divisa estadounidense presentados en el Cuadro 4 y el cálculo de los parámetros de tendencia y volatilidad, las matrices del modelo serán:

$$S = \begin{bmatrix} 1 & 1,064124 \\ 1 & 1,067600 \\ 1 & 20,145000 \\ 1 & 5,477090 \\ 1 & 7,749450 \\ 1 & 226,840000 \\ 1 & 101,560000 \\ 1 & 12,980000 \\ 1 & 1,138304 \\ 1 & 6,188800 \\ 1 & 3,029900 \\ 1 & 34,214000 \\ 1 & 1,242960 \\ 1 & 10,678900 \\ 1 & 6,833700 \\ 1 & 0,892820 \\ 1 & 2,122440 \\ 1 & 0,583785 \\ 1 & 0,734727 \end{bmatrix} \quad A(S, t) = \begin{bmatrix} 0,000086 \\ 0,000096 \\ 0,003128 \\ 0,000084 \\ -0,000044 \\ 0,037291 \\ 0,025077 \\ 0,001409 \\ -0,000159 \\ 0,000588 \\ 0,000332 \\ 0,006124 \\ -0,000035 \\ 0,005429 \\ 0,000469 \\ -0,000048 \\ 0,000753 \\ -0,000043 \\ 0,000011 \end{bmatrix} \quad B(S, t) = \begin{bmatrix} 0,007274 \\ 0,005054 \\ 0,157293 \\ 0,029548 \\ 0,002232 \\ 2,190918 \\ 0,583744 \\ 0,094586 \\ 0,008269 \\ 0,043823 \\ 0,027377 \\ 0,276519 \\ 0,004587 \\ 0,103626 \\ 0,050034 \\ 0,006271 \\ 0,013821 \\ 0,002588 \\ 0,003979 \end{bmatrix}$$

Después de realizar el proceso de validación cruzada para obtener el ancho de banda que minimiza la suma de los cuadrados de los errores de cada uno de los modelos, se obtuvieron las matrices de ponderaciones correspondientes a cada una de las regiones. Para estimar $A(S, t)$ y $B(S, t)$ se obtuvieron las matrices de pesos espaciales que se detallan en el Anexo 1. Los estimadores encontrados son los siguientes:

$$\hat{\alpha}_{Australia} = \begin{bmatrix} -4,068925 * 10^{-4} \\ 2,334028 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Switzerland} = \begin{bmatrix} -2,7274 * 10^{-4} \\ 2,176906 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Canada} = \begin{bmatrix} -2,876183 * 10^{-4} \\ 2,193949 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Turkey} = \begin{bmatrix} -0,285797 * 10^{-4} \\ 1,898861 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{CzechRepublic} = \begin{bmatrix} 0,747727 * 10^{-4} \\ 1,73007 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{UnitedKingdom} = \begin{bmatrix} -3,762901 * 10^{-4} \\ 2,297165 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Denmark} = \begin{bmatrix} -0,499318 * 10^{-4} \\ 1,923563 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{ZonaEuro} = \begin{bmatrix} -3,972338 * 10^{-4} \\ 2,322276 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{HongKong,China} = \begin{bmatrix} -2,800671 * 10^{-4} \\ 2,185293 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Hungary} = \begin{bmatrix} -0,908227 * 10^{-4} \\ 1,654593 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Australia} = \begin{bmatrix} -5,655049 * 10^{-4} \\ 57,634803 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Japan} = \begin{bmatrix} -4,011836 * 10^{-4} \\ 2,327066 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Canada} = \begin{bmatrix} 45,401077 * 10^{-4} \\ 58,769378 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Mexico} = \begin{bmatrix} -2,352263 * 10^{-4} \\ 2,134125 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{CzechRepublic} = \begin{bmatrix} 5,036806 * 10^{-4} \\ 77,452327 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{NewZealand} = \begin{bmatrix} -3,791236 * 10^{-4} \\ 2,300538 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Denmark} = \begin{bmatrix} -71,14508 * 10^{-4} \\ 83,136364 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Norway} = \begin{bmatrix} 0,668052 * 10^{-4} \\ 1,705735 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{HongKong,China} = \begin{bmatrix} 47,44708 * 10^{-4} \\ 58,9077 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Poland} = \begin{bmatrix} 0,743667 * 10^{-4} \\ 1,744918 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Hungary} = \begin{bmatrix} -163,983036 * 10^{-4} \\ 97,307178 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{RussianFederation} = \begin{bmatrix} -1,138153 * 10^{-4} \\ 1,996451 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Japan} = \begin{bmatrix} -2,738533 * 10^{-4} \\ 57,641744 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Singapore} = \begin{bmatrix} -3,885064 * 10^{-4} \\ 2,311757 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Mexico} = \begin{bmatrix} 54,778002 * 10^{-4} \\ 60,053529 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{SouthAfrica} = \begin{bmatrix} -2,003925 * 10^{-4} \\ 2,094567 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{NewZealand} = \begin{bmatrix} 8,451444 * 10^{-4} \\ 57,706293 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\alpha}_{Sweden} = \begin{bmatrix} -2,293755 * 10^{-4} \\ 2,127472 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Norway} = \begin{bmatrix} -16,340304 * 10^{-4} \\ 78,566863 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Poland} = \begin{bmatrix} 18,081371 * 10^{-4} \\ 76,925281 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{RussianFederation} = \begin{bmatrix} -66,559942 * 10^{-4} \\ 79,79725 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Singapore} = \begin{bmatrix} 3,750732 * 10^{-4} \\ 57,670363 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{SouthAfrica} = \begin{bmatrix} 51,673039 * 10^{-4} \\ 61,906405 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Sweden} = \begin{bmatrix} 54,975325 * 10^{-4} \\ 60,2751 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Switzerland} = \begin{bmatrix} 49,233523 * 10^{-4} \\ 59,051925 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{Turkey} = \begin{bmatrix} -76,637108 * 10^{-4} \\ 83,198145 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{UnitedKingdom} = \begin{bmatrix} 9,845491 * 10^{-4} \\ 57,719947 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{ZonaEuro} = \begin{bmatrix} -0,709492 * 10^{-4} \\ 57,64851 * 10^{-4} \end{bmatrix}$$

Los estimadores de α encontrados indican la parte del cambio promedio en el precio del dólar estadounidense en cada región, que es explicada por el precio de ese activo en las regiones vecinas en términos económicos. Los estimadores de β indican la parte de la desviación estándar del cambio que explican dichas regiones.

El ancho de banda óptimo para la regresión económicamente ponderada que explica la variabilidad en la tendencia es 3,15 y para la que explica la volatilidad es 0,11. Los errores estimados para cada región se presentan en el Cuadro 5.

En la Gráfica 1 se muestra una simulación para el precio de la divisa estadounidense (base 1.000) en términos de la moneda local de cada una de las regiones de la muestra.

Para establecer una comparación entre el escenario inicial y uno simulado, se supuso que ante una creciente tensión entre el gobierno húngaro y la Unión Europea, los países representados en la muestra deciden aislar comercialmente a dicho país, eliminando todo comercio con él. La repercusión que tendría en el precio de la divisa estadounidense en cada una de las regiones se muestra en la Gráfica 2. En esta gráfica se muestra una simulación del precio de la divisa estadounidense (base 1.000) en términos de la

Cuadro 5. Errores estimados para cada región

Región	μ estimado	v estimado
Australia	3,23866E-07	3,30819E-07
Canada	1,81624E-07	1,10246E-05
Czech Republic	8,0044E-08	3,12782E-06
Denmark	1,04024E-06	0,000533661
Hong Kong, China	4,07185E-06	0,001495604
Hungary	1,10789E-07	0,001075616
Japan	1,08532E-06	3,76227E-06
Mexico	2,54879E-06	0,00048905
New Zealand	6,39229E-07	6,47923E-06
Norway	1,6039E-07	4,14003E-05
Poland	1,4949E-08	3,4549E-05
Russian Federation	6,72496E-07	9,95684E-06
Singapore	5,06012E-07	4,8672E-06
South Africa	8,9507E-06	0,001821944
Sweden	1,47468E-06	0,000205678
Switzerland	2,65821E-07	3,50663E-05
Turkey	1,03331E-07	0,000132278
United Kingdom	3,05949E-07	4,10449E-08
Zona Euro	3,10146E-07	1,07533E-07

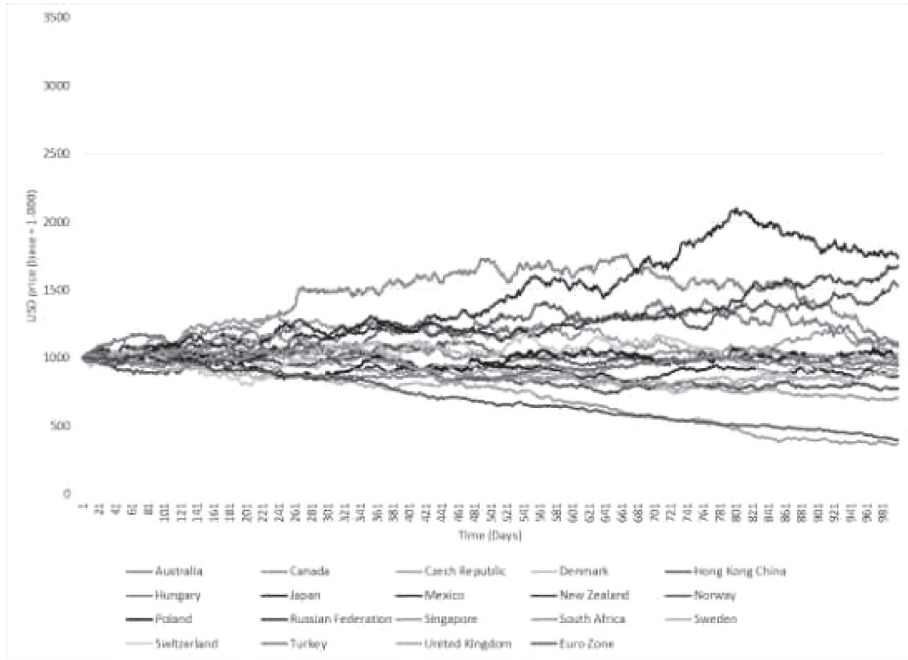
Fuente: Cálculos propios.

moneda local ante el cierre de la economía húngara.

Los resultados muestran que un eventual bloqueo comercial a la economía húngara provocaría, con el paso del tiempo, inestabilidad en el precio del dólar estadounidense en la mayoría de países representados en la muestra, especialmente en el Reino Unido y en los países que conforman la Zona Euro.

El método presentado permite evaluar el impacto que tendría la imposición de sanciones económicas a una o más de las regiones de la muestra y el efecto que tendría en sus socios comerciales, pues modificar las relaciones existentes cambiaría el equilibrio inicial y llevaría al mundo a un nuevo equilibrio a través de la modificación del precio interno del dólar estadounidense en cada región.

Gráfica 1. Simulación del precio de la divisa estadounidense (base 1.000) en términos de la moneda local



Fuente: Cálculos propios a partir de información de Forex Capital Markets.

Gráfica 2. Simulación del precio de la divisa estadounidense (base 1.000) en términos de la moneda local ante el cierre de la economía húngara



Fuente: Cálculos propios a partir de información de Forex Capital Markets.

4. Conclusiones

Se consideró una divisa negociada en n mercados, cuyo precio en cada uno de ellos es modelado por medio de un proceso de Itô que incluye la posible interrelación entre los precios, modelada mediante econometría espacial, donde la distancia entre las regiones se mide en términos económicos y financieros y no geográficos. Al poder analizar de forma integrada la dinámica del precio del activo en cada región, es posible simular el comportamiento del activo en cada región y los efectos que un cambio en los precios o en las relaciones económicas de una región en particular tendría sobre las demás.

La muestra de regiones que se utiliza para modelar el precio relativo del dólar con respecto de monedas locales son: Australia, Canadá, República Checa, Dinamarca, China (Hong Kong), Hungría, Japón, México, Nueva Zelanda, Noruega, Polonia, Rusia, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y la Zona Euro. Es importante destacar que los hallazgos empíricos muestran que un eventual bloqueo comercial a la economía húngara conduciría a la inestabilidad en el precio del dólar estadounidense en la mayoría de las regiones de la muestra, particularmente en el Reino Unido y en los países que conforman la Zona Euro.

Investigaciones futuras sobre el tema pueden tratar sobre la distancia óptima que debe existir entre un país o región y sus vecinos de tal forma que se minimice el efecto sobre el precio de un activo en particular ante un choque externo, tal como se supuso en la Sección 3. Estas investigaciones pueden ayudar a calcular los efectos colaterales de imponer sanciones económicas a un país, y ayudar a los gobiernos a disminuir el riesgo de contagio financiero, entre otras aplicaciones.

Anexo 1

En la siguiente tabla se relaciona el valor de los intercambios comerciales que tuvieron los siguientes países en el año 2012: Australia, Canadá, República Checa, Dinamarca, China (Hong Kong), Hungría, Japón, México, Nueva Zelanda, Noruega, Polonia, Rusia, Singapur, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y los países correspondientes a la zona euro considerados como un único país. Los valores se encuentran expresados en millones de dólares estadounidenses y corresponden a la suma de las importaciones y exportaciones desde y hacia cada país de la muestra.

PRECIO DEL DÓLAR ESTADOUNIDENSE EN EL MUNDO.
 PROCESOS DE ITÔ ECONÓMICAMENTE PONDERADOS
 EN UN ANÁLISIS ESPACIAL

Cuadro 6. Flujo comercial entre las regiones

	Australia	Canada	Czech Republic	Denmark	Hong Kong, China	Hungary
Australia	-	4.101.587	548.386	1.326.213	3.884.281	349.625
Canada	4.120.124	-	528.572	1.284.555	2.739.605	636.342
Czech Republic	688.633	416.276	-	1.975.439	510.370	6.909.204
Denmark	1.177.698	1.133.200	1.763.010	-	2.007.791	1.308.709
Hong Kong, China	11.751.294	5.443.102	1.091.483	1.997.593	-	1.483.752
Hungary	219.362	972.859	7.243.522	1.293.297	1.087.697	-
Japan	74.796.882	22.921.570	2.352.979	2.757.095	42.577.946	2.274.215
Mexico	2.020.778	20.817.082	896.545	655.912	1.163.714	1.227.773
New Zealand	13.842.615	922.833	63.515	198.909	827.341	52.031
Norway	526.616	3.270.792	2.446.876	12.075.941	419.826	464.478
Poland	661.501	1.456.531	18.014.564	5.144.585	717.135	7.427.450
Russian Federation	1.002.993	2.818.455	8.815.481	3.757.803	1.499.645	9.006.167
Singapore	21.965.296	2.437.083	834.426	1.095.831	47.644.932	873.693
South Africa	2.314.231	1.102.060	748.244	428.053	1.693.183	602.784
Sweden	2.322.178	1.820.907	3.127.892	24.729.385	1.915.913	1.827.577
Switzerland	3.036.262	4.138.709	3.965.189	1.923.871	10.745.941	2.013.285
Turkey	1.226.253	2.012.031	2.791.710	1.705.612	449.115	1.702.482
United Kingdom	14.123.120	26.533.225	9.646.739	12.994.768	13.093.885	5.750.847
Zona Euro	42.992.964	49.502.521	67.469.303	76.623.525	38.711.807	96.942.947

**FRANCISCO VENEGAS-MARTÍNEZ
GABRIEL ALBERTO AGUDELO TORRES
LUIS CEFERINO FRANCO ARBELÁEZ
LUIS EDUARDO FRANCO CEBALLOS**

	Japan	México	New Zealand	Norway	Poland	Russian Federation
Australia	69.393.268	2.955.743	15.194.301	487.369	591.403	1.717.600
Canada	25.403.187	30.916.229	919.915	6.073.374	1.540.190	2.761.471
Czech Republic	3.562.667	898.338	79.554	1.047.481	19.487.267	13.936.908
Denmark	2.026.778	490.920	205.071	11.968.929	5.294.622	2.930.476
Hong Kong, China	60.917.436	2.963.132	1.136.210	503.376	1.081.136	3.449.408
Hungary	1.847.394	985.239	153.188	252.998	8.371.473	11.569.840
Japan	-	14.885.478	4.987.082	3.529.023	2.672.843	33.388.572
México	20.265.866	-	437.408	231.822	831.628	1.699.718
New Zealand	5.073.931	432.269	-	62.531	75.352	415.338
Norway	3.560.400	333.202	72.252	-	5.079.279	3.232.940
Poland	3.375.743	905.045	74.685	5.966.750	-	37.854.446
Russian Federation	31.264.117	1.586.563	218.732	2.700.984	27.220.490	-
Singapore	41.728.485	2.869.378	2.785.314	1.815.851	450.488	4.872.904
South Africa	10.036.214	1.308.358	282.236	404.628	780.354	615.897
Sweden	4.347.425	946.784	218.384	32.401.993	9.090.422	11.938.469
Switzerland	11.898.129	2.411.015	318.317	1.435.326	3.721.339	3.736.253
Turkey	3.933.417	1.073.154	122.509	1.367.522	4.912.546	33.308.017
United Kingdom	21.094.473	4.203.519	2.254.923	38.939.197	16.563.025	23.816.061
Zona Euro	135.580.758	51.915.572	5.981.640	101.405.712	202.354.972	293.647.455

PRECIO DEL DÓLAR ESTADOUNIDENSE EN EL MUNDO.
 PROCESOS DE ITÔ ECONÓMICAMENTE PONDERADOS
 EN UN ANÁLISIS ESPACIAL

	Singapore	South Africa	Sweden	Switzerland	Turkey	United Kingdom	Zona Euro
Australia	22.385.379	2.483.089	2.865.449	3.694.852	1.210.450	13.884.318	41.533.309
Canada	2.322.687	1.325.960	2.540.927	4.444.411	2.330.846	27.318.819	54.193.476
Czech Republic	953.576	773.446	3.635.052	4.056.798	2.798.770	10.168.870	170.496.105
Denmark	802.935	318.989	25.852.201	1.691.822	1.606.738	14.823.440	75.195.180
Hong Kong, China	42.761.878	6.630.890	1.476.941	21.421.488	1.165.243	15.512.234	60.703.331
Hungary	986.008	795.175	2.122.698	1.620.450	2.074.783	6.068.129	108.913.808
Japan	32.073.867	10.478.572	4.244.707	12.588.338	2.988.342	20.635.538	128.571.634
Mexico	2.094.805	959.661	1.391.993	2.359.237	785.040	4.994.927	52.461.672
New Zealand	2.392.166	311.284	292.744	319.389	160.779	2.151.323	6.565.601
Norway	1.683.460	580.883	22.027.327	1.992.375	1.673.161	48.013.940	94.929.734
Poland	1.296.037	829.135	8.297.525	3.166.138	5.237.479	16.711.744	178.602.962
Russian Federation	2.003.292	964.159	10.127.047	13.496.532	22.943.173	20.753.421	284.402.822
Singapore	-	2.228.165	1.478.555	6.118.127	1.165.691	13.535.928	66.672.537
South Africa	2.152.996	-	1.676.236	2.587.138	1.074.027	6.874.584	35.137.444
Sweden	1.173.210	1.544.985	-	3.479.461	3.177.664	23.719.377	140.959.635
Switzerland	4.986.124	1.854.687	3.168.162	-	3.165.887	19.372.348	237.163.375
Turkey	666.249	1.671.666	3.322.029	6.442.090	-	14.330.215	108.335.426
United Kingdom	11.358.925	15.438.949	22.719.114	43.767.970	14.826.578	-	481.062.919
Zona Euro	53.386.930	40.216.772	136.427.180	253.653.345	121.378.942	484.995.218	-

Fuente: The World Bank y United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD).

Referencias

- Ángeles-Castro, G. y F. Venegas-Martínez (2010). Valuación de opciones sobre índices bursátiles y determinación de la estructura de plazos de la tasa de interés en un modelo de equilibrio general. *Investigación Económica*, Vol. 69, No. 271, pp. 43-80.
- 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*. 2011, pp 17-19.
- 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.
- Benavides-Perales, G, I. E. Téllez-León y F. Venegas-Martínez (2015). Effects of Volatility of the Exchange Rate on Inflation Expectations and Growth Prospects in Mexico (2002-2014). *Ensayos Revista de Economía*, Vol. 34, No. 2, pp. 1-16.
- Black, F. and M. Scholes (1973). The Pricing of Option and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No 3, pp. 637-654.
- Chasco-Yrigoyen, C. (2003). Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos micro territoriales. Tesis doctoral.
- 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.
- González-Aréchiga, B., J. Díaz-Tinoco y F. Venegas-Martínez (2001). Riesgo cambiario, brecha de madurez y cobertura con futuros: análisis local y de valor en riesgo. *Economía Mexicana, Nueva Época*, Vol. 10, No. 2, pp. 259-290.
- 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.
- Vasicek, O. (1977). An Equilibrium Characterization of the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2, pp. 177-188.
- Venegas-Martínez, F. (2008). Riesgos financieros y económicos. Productos derivados y decisiones económicas bajo incertidumbre, 2da. Edición. Cengage. México.
- 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. y B. González-Aréchiga (2000). Mercados financieros incompletos y su impacto en los programas de estabilización de precios: el caso mexicano. *Momento Económico*, No. 111, pp. 20-27.