

# Simulación estocástica del tipo de cambio de monedas latinoamericanas respecto al dólar estadounidense

*Stochastic simulation of the exchange rate of latin american currencies about the US dollar*

Abigail Rodríguez-Nava\*, Patricia Margarita Dorantes-Hernández\*\*, Ramón Garibay-Ayala\*\*\*

## Resumen

El objetivo de este trabajo es examinar las posibilidades de simulación de las variaciones del tipo de cambio de algunas monedas latinoamericanas respecto al dólar estadounidense; esto se realiza a través de dos modelos: el movimiento geométrico browniano geométrico (GMB) y el proceso de Ornstein-Uhlenbeck (OU). Aunque las propiedades de estos procesos son esenciales en el resultado de la simulación, también es necesario tener en cuenta algunas hipótesis de la teoría económica, entre ellas que cuanto menor es el desarrollo de los mercados financieros, mayor será la intervención del banco central en el mercado cambiario; y que el control del tipo de cambio es utilizado como un instrumento adicional de la política monetaria además del objetivo tradicional de la tasa de interés. La investigación especialmente examina la política monetaria y la dinámica del tipo de cambio en los siguientes casos: peso argentino/dólar USD; peso mexicano/dólar USD; real brasileño/dólar USD y peso chileno/dólar USD; en cada uno de ellos, se analiza la viabilidad de simular su dinámica mediante procesos estocásticos.

**Palabras clave:** simulación estocástica, tipo de cambio, mercados cambiarios.

## Abstract

*The objective of this paper is to examine the possibilities of simulation of the exchange rate variations of some Latin American currencies against the US dollar; It is performed through two models: the geometric Brownian geometric movement (GMB) and the Ornstein-Uhlenbeck process (OU). Although the properties of these processes are essential in the simulation results, it is also necessary to take into account some hypotheses of economic theory, including the smaller the development of financial markets, the mayor will be the intervention of the central bank in the Exchange market; And that exchange rate control is used as an additional instrument of monetary policy in addition to the traditional objective of the interest rate. The research especially examines monetary policy and the dynamics of the exchange rate in the following cases: Argentine peso / dollar USD; Mexican Peso / US Dollar USD; Brazilian real / dollar USD and Chilean peso / dollar USD; In each of them, the feasibility of simulating its dynamics through stochastic processes is analyzed.*

**Keywords:** Stochastic simulation, exchange rate, foreign exchange markets.

**Clasificación JEL:** B22, C15, E17

\* Profesora-Investigadora, Departamento Producción Económica, Universidad Autónoma metropolitana, Unidad Xochimilco, Institución afiliadas ISEOR en Lyon-Francia y Red Mexicana de Investigadores en Estudios Organizacionales REMINEO, E-mail: arnava@correo.xoc.uam.mx

\*\* Profesora-Investigadora, Departamento Producción Económica, Universidad Autónoma metropolitana, Unidad Xochimilco, Institución afiliadas ISEOR en Lyon-Francia y Red Mexicana de Investigadores en Estudios Organizacionales REMINEO, E-mail: dorantes@correo.xoc.uam.mx, patamd@hotmail.com

\*\*\* Maestría en Ciencias Económicas, por el IPN, Técnico Académico, Departamento de Producción Económica, Unidad Xochimilco, UAM (Universidad Autónoma Metropolitana), E-mail: rgaribay@correo.xoc.uam.mx

Artículo recibido: 3 de agosto de 2016

Artículo aceptado: 25 de septiembre de 2015

## Introducción

La literatura económico-financiera relacionada con la predicción del tipo de cambio se agrupa en dos áreas. La primera de ella está relacionada con la intervención de la política monetaria y en el tipo de cambio, y la segunda con la exploración de posibilidades de predicciones o simulación del tipo de cambio, lo que se realiza también junto al análisis de la dinámica de otras variables económicas y financieras. Ambas están interrelacionadas, aunque debe resaltarse que los mejores ajustes en su simulación son posibles si se atiende la calidad de los datos de base y los modelos utilizados para representar las expectativas de los agentes.

Una de las metodologías más utilizadas para modelar el comportamiento futuro de las series financieras es la de simulación de Monte Carlo. A través de esta técnica, la dinámica de precios se representa por un proceso estocástico específico, el elemento clave en la simulación es la generación de números aleatorios de la distribución de probabilidad del proceso elegido. La simulación obtenida por el proceso en cada tiempo se calcula de forma recursiva, es decir, la base para calcular el valor actual es el valor generado en el periodo anterior. Las trayectorias simuladas pueden ser producidas para cualquier número de periodos, pero por supuesto entre mayor sea el número de trayectorias simuladas y menos volátil sea el periodo histórico de muestra, los resultados serán más próximos a los esperados.

Uno de los propósitos de este trabajo es contrastar el desempeño del movimiento geométrico browniano (GMB) y los procesos Ornstein-Uhlenbeck (OU), como modelos para la estimación de los cambios futuros en la variación del tipo de cambio peso argentino/dólar USD; peso mexicano/dólar USD; real brasileño/dólar USD y peso chileno/dólar USD

Este trabajo está organizado de la siguiente manera: la segunda sección presenta una breve revisión de la literatura especializada

concerniente a la cuestión de la previsibilidad de series económicas y financieras, y particularmente del tipo de cambio; en la tercera sección se muestran las propiedades de los procesos estocásticos utilizados en el análisis; en la cuarta sección se proporciona una discusión teórica de la simulación Monte Carlo del tipo de cambio y los resultados obtenidos al aplicar los modelos elegidos; finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones de la investigación.

## Antecedentes teóricos

El trabajo de Fama (1970) es ampliamente reconocido como el origen de una de las principales explicaciones de las interrelaciones entre los mercados, según la cual, los mercados son eficientes en la medida en que incorporan la nueva información disponible; pueden encontrarse diferentes niveles o grados de eficiencia, la “eficiencia débil” implica que los mercados solamente incorporan la información histórica disponible, es decir, las variaciones en los precios de bienes o activos responden lentamente y sólo a la información ya plenamente conocida; la “eficiencia semi-fuerte” significa que los mercados incorporan la información histórica y pública disponible, esto concierne incluso la información de las empresas privadas, pero que es de divulgación general; y la “eficiencia fuerte” indica que los mercados se ajustan a la información histórica, pública y privada.

Tal como describe Fama (1991), su trabajo inicial de la década de los setenta, ha desembocado en multiplicidad de estudios empíricos que pretenden evaluar la eficiencia de los mercados por sectores específicos, al respecto, distingue tres tópicos fundamentales: a) el objetivo de evaluar la capacidad predictiva de rendimientos pasados sobre valores de activos; b) el propósito de determinar si los precios de activos responden a nuevos anuncios o información pública derivada del sector privado o asociada a las condiciones macroeconómicas; y c) el objetivo de precisar

si la información privada puede incorporarse en los precios de mercado.

La hipótesis de los mercados eficientes ha sido probada en gran número de investigaciones, por ejemplo, en el caso de la capacidad predictiva de algunos modelos, destacan trabajos que estudian la dinámica de los rendimientos de activos y su correlación con otros, incluso investigaciones que asocian la evolución de los mercados a situaciones estacionales. La capacidad de influencia de la información pública y privada ha sido examinada a través de distintas metodologías, entre las que resalta los estudios de eventos.

Entre los trabajos que buscan comprobar la hipótesis se encuentran por ejemplo el de Duarte y Mascareñas (2014) que prueba a través de distintos modelos econométricos que en al menos en cinco mercados bursátiles latinoamericanos: México, Brasil, Colombia, Chile y Perú, se ha incrementado la eficiencia en los últimos años; en Oprean (2012), se examina la eficiencia en el caso de la Unión Europea y de los mercados emergentes de los BRIC; Dutt y Ghosh (1999), a través de análisis de cointegración, comprueban la eficiencia de los mercados de divisas entre países europeos y el dólar estadounidense y entre mercados *spot* y futuros. En Dajcman, Festic, y Kavkler (2013), a partir de un modelo Autorregresivo Integrado de Promedios Móviles (ARIMA), se realizan pruebas de memoria larga y eficiencia en los mercados bursátiles de países asiáticos. Pruebas de memoria larga también se realizan en Bhattacharya y Bhattachary (2013), los autores encuentran que la utilidad de comprobar la memoria larga se asocia con la capacidad predictiva de los rendimientos pasados, al examinar el caso de los mercados de activos en países desarrollados.

Asimismo, en Hwang y Heather (2014), se prueba la eficiencia del mercado accionario británico, sobre todo resaltando la elección de portafolios eficientes de Markowitz y el efecto tamaño de las empresas emisoras. En Dicle

y Levendis (2014) se prueba el efecto día de la semana en 51 mercados bursátiles de 33 países, y muestra que sí persiste este efecto en la mayoría de los casos. Harel, Harpaz y Francis (2010) proponen un modelo teórico para determinar el estimador de mínima varianza de los errores que pueda usarse como aproximación de la dinámica de los rendimientos de series accionarias.

Con respecto a los estudios sobre modelos de tipo de cambio destacan el de Sutherland (2006), que examina los efectos de las fluctuaciones del tipo de cambio en la estructura de plazos de las tasas de interés. El autor formaliza la dinámica del tipo de cambio a través del movimiento browniano. También, Domowitz y Hakkio (1985) investigan sobre la existencia de la prima de riesgo en el mercado de divisas, en su estudio considera la oferta de cada moneda se describe como un proceso estocástico autoregresivo de orden uno. Hakkio y Leiderman (1986) proponen un modelo para estimar el tipo de cambio *forward* como la suma de dos términos: el valor esperado de la variable en el corto plazo, y una prima de riesgo, esta última medida como la covarianza entre el precio *forward* y la conveniencia de mantener divisas.

Bazdresch y Werner (2000) analizan la volatilidad del tipo de cambio peso – dólar estadounidense entre 1995 y 2001, los autores comparan tres estimaciones predictivas posibles del tipo de cambio: el tipo de cambio *forward*, los procesos autoregresivos, y la inclusión de probabilidades de transición en ecuaciones autoregresivas. Asimismo, hay varias propuestas para la inclusión de saltos de Poisson en los procesos estocásticos que definen la dinámica de las variables. Por ejemplo, Ball y Torous (1985) introducen saltos en la modelación de los rendimientos diarios de activos listados en el NYSE (New York Stock Exchange). Akgiray y Booth (1988), utilizan procesos de difusión con saltos para modelar los tipos de cambio de la libra y de las monedas antes utilizadas franco y marco alemán, todas

respecto al dólar estadounidense, y entre los años 1976 y 1985. En Chan (2003) se propone un modelo bivariado con saltos de Poisson para simular el tipo de cambio del dólar canadiense y del yen japonés frente al dólar estadounidense y en Wang y Tong (2008) se estudian las ventajas de modelar el tipo de cambio del renminbi – dólar estadounidense (RMB/USD) a través de un proceso de difusión que incluye un proceso de saltos de Poisson.

### Metodología

El método de simulación de Monte Carlo es ampliamente utilizado porque es muy útil para examinar la posibilidad de replicar la dinámica de las variables financieras relevantes. La base para el empleo adecuado de esta metodología es la elección de los procesos estocásticos que mejor representen la dinámica de las variables de interés; muchas veces con la finalidad de elegir modelos más verídicos, se incluyen propiedades en los modelos que los hacen también más restrictivos, y en otras ocasiones, los investigadores optan por los modelos más sencillos con la finalidad de que sean más sencillos para replicar, y con el objeto de

tener representaciones lo más parsimoniosas posibles.

En este documento se analiza la representación de los tipos de cambio peso argentino/dólar USD; peso mexicano/dólar USD; real brasileño/dólar USD y peso chileno/dólar USD a través de tres modelos: el Movimiento Geométrico Browniano (MGB), el proceso Ornstein – Uhlenbeck (OU) y el proceso OU con saltos de Poisson.

La dinámica de las series se muestra en las (figuras 1, 2 y 3) en las que se presentan la evolución de la inflación, de la tasa de interés base de política monetaria, así como la variación de los tipos de cambio; estos datos se obtuvieron del Banco de México y corresponden a los valores observados diariamente. En dichas gráficas se aprecia que los mayores periodos de volatilidad ocurrieron entre septiembre y noviembre de 2008, sin embargo, no deja de ser relevante la volatilidad observada hacia finales de 2011 y principios de 2013 para el tipo de cambio peso – dólar americano.

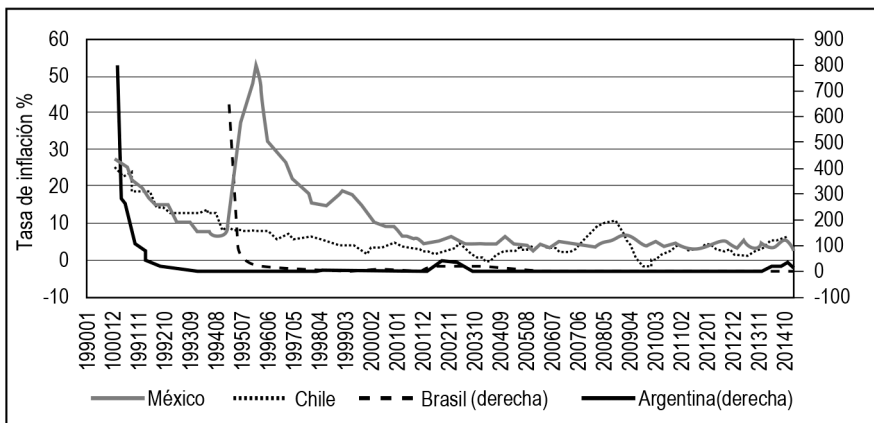


Figura 1. Tasa de inflación en Argentina, Brasil, Chile y México 1990-2015

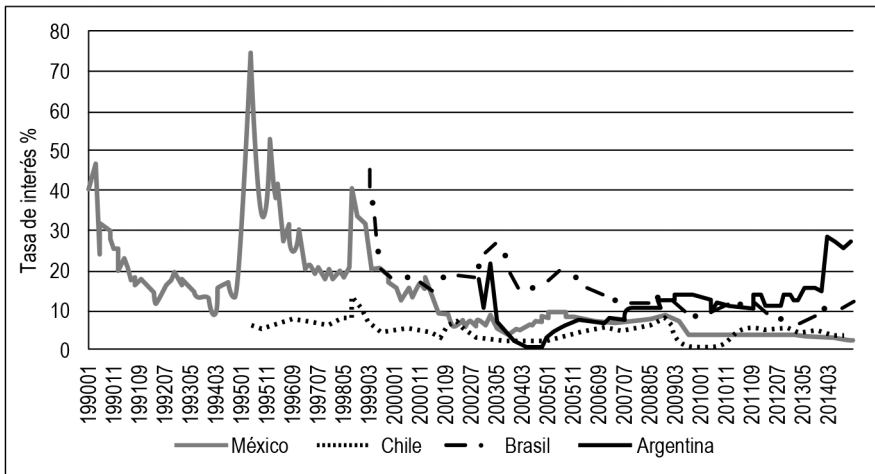


Figura 2. Tasa de interés de política monetaria en Argentina, Brasil, Chile y México

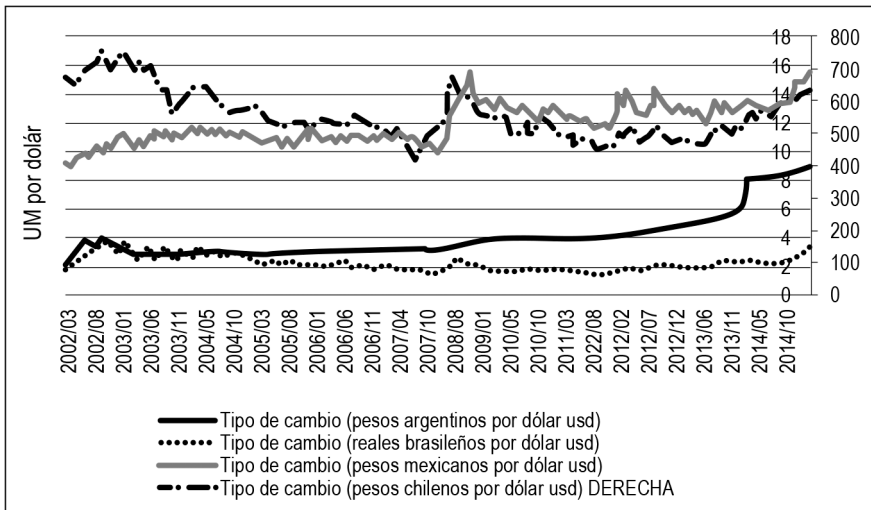


Figura 3. Variación diaria de los tipos de cambio en Argentina, Brasil, Chile y México

Es importante destacar que la alta volatilidad observada del peso respecto a la moneda estadounidense condujo a que las autoridades del Banco de México recurrieran a mecanismos especiales para controlar las constantes fluctuaciones, estos mecanismos fueron distintas modalidades de subastas de los tipos de cambio. Los tipos de subastas que se realizaron en este periodo fueron:

- a) Subastas con oferta variable trimestralmente. Entre mayo de 2003 y julio de 2008 se efectuó la venta de dólares por subasta, cada trimestre se revisaba el monto máximo a ofrecer.
- b) Subastas extraordinarias. En casos de elevada volatilidad del tipo de cambio, el Banco de México ha optado por ofrecer montos considerables de dólares, estos casos se presentan en el Cuadro 1.
- c) Subastas con precio mínimo. Entre el 9 de octubre de 2008 y el 9 de abril de 2010 se realizaron este tipo de operaciones, la principal característica es que se ofrecieron dólares a un tipo de cambio mínimo resultante de multiplicar el valor fix del día anterior por el factor 1.02. Desde la fecha inicial hasta el 6 de marzo de 2009, se ofrecieron diariamente 400 millones de dólares, del 9 de marzo al 8 de junio de 2009 se ofrecieron 300 millones y del 9 de junio de 2009 al 9 de abril de 2010 se ofrecieron 250 millones de dólares diarios. Aun cuando diariamente se ofrece la venta de dólares, no siempre se han recibido solicitudes, por ejemplo, entre enero y abril de 2010 no se asignaron dólares mediante este mecanismo.
- d) Subastas sin precio mínimo. El esquema estuvo en vigencia entre el 9 de marzo y el 30 de septiembre de 2009, se distinguió porque se subastaban dólares recibiendo libremente los montos y los valores del tipo de cambio que convinieran a los postores.

### Procesos estocásticos

La descripción del proceso GBM se atribuye a notables investigadores como Bachelier (1990), Einstein (1956) y Wiener (1964). Este proceso se representa como:

$$S_t = S_0 e^{X_t}, \quad X_t = \left( \mu - \frac{1}{2} \sigma^2 \right) t + \sigma W_t \quad (1)$$

Donde  $S_t$  describe la dinámica del activo, en nuestro caso, los rendimientos del tipo de cambio, los parámetros de tendencia son la media  $\mu$  y la volatilidad  $\sigma$  que varían en el tiempo proporcionalmente con  $S_t$ , y  $\{W_t : t \geq 0\}$  es un movimiento browniano.

En 1930, Uhlenbeck y Ornstein propusieron una versión del movimiento geométrico browniano con reversión a la media para representar el movimiento de una molécula de gas; en 1977 Vasicek recuperó esa ecuación para modelar la dinámica de la tasa de interés de corto plazo, esta ecuación es:

$$dS_t = a(b - S_t)dt + \sigma dZ_t, \quad dZ_t \sim N(0, dt) \quad (2)$$

$$dZ_t \sim N(0, dt)$$

El proceso OU, también conocido como movimiento geométrico browniano con reversión a la media, tiene como propiedades que:  $a$ ,  $b$  y  $\sigma$  son constantes positivas, la variable  $S_t$  fluctúa, a lo largo del tiempo, en torno a la media de largo plazo  $b$ ; si  $|S_t - b| > 0$ ; si, entonces  $S_t$  es forzada a disminuir y cuando  $S_t < b$ ,  $S_t$  tiende a aumentar; la velocidad de ajuste la determina  $a$ ;  $b$ ),

$$S_t \sim N \left( b + \left( (S_0 - b) e^{-a(t-s)} \right), \frac{\sigma^2}{2a} \left( 1 - e^{-2a(t-s)} \right) \right),$$

dado  $0 \leq s < t$ , por lo que puede tomar valores negativos; si  $t \rightarrow \infty$  entonces la media converge al parámetro  $b$  y la volatilidad converge hacia  $\frac{\sigma^2}{2a}$ .

La representación del proceso OU con saltos de Poisson puede representarse como:



$$\begin{aligned}
 d\gamma_t &= a(b - \gamma_t)dt + \sigma dZ_t + \eta dN_t, \\
 dZ_t &\sim N(0, dt), dN_t \sim P(\lambda, \lambda), \quad (3) \\
 Cov(dZ_t, dN_t) &= 0
 \end{aligned}$$

Esta ecuación indica que la variación del tipo de cambio presenta fluctuaciones cercanas a su nivel promedio de largo plazo  $b$ , con una velocidad de ajuste  $a$ , si ocurre que  $\gamma_t > b$  la variación del tipo de cambio tiende a disminuir, en cambio, si  $\gamma_t < b$  la variación tiende a aumentar.  $Z_t$  es un proceso Wiener estandarizado ( $Z_t$  muestra incrementos normales independientes, esperanza matemática cero y varianza  $dt$ ),  $dN_t$  es un proceso Poisson homogéneo (su intensidad es independiente del tiempo),  $\lambda$  es la intensidad de un salto de Poisson, y  $\eta$  es el tamaño medio esperado del salto. Suponemos además que los procesos estocásticos incluidos en (3) no están correlacionados.

Es importante destacar que al emplear estos modelos, se pretende simular las variaciones de los tipos de cambio, no sus niveles, esto se debe precisamente a las propiedades del modelo, porque la simulación puede originar resultados negativos.

El procedimiento para realizar la simulación Monte Carlo es el siguiente:

- a) En primer término se generan  $n$  series de números aleatorios para representar el parámetro de incertidumbre del proceso estocástico. Si los números aleatorios generados tienen distribución uniforme, éstos se transforman en números aleatorios con distribución normal utilizando el método Box-Müller:

$$\begin{aligned}
 \alpha_1 &= \sqrt{-2 \ln U_1} \cos(2\pi U_2), \\
 \alpha_2 &= \sqrt{-2 \ln U_1} \sin(2\pi U_2) \quad (4)
 \end{aligned}$$

Donde  $U_1$  y  $U_2$  son variables aleatorias uniformes y  $a_1$  y  $a_2$  son variables aleatorias normales. Cada serie de números

aleatorios proporciona una trayectoria del proceso estocástico que se desea simular.

- b) El proceso estocástico debe representarse en forma discreta. Por conveniencia se eligió el método exacto para la discretización de la ecuación estocástica. Considerando que se desea simular la variación del IPC, no su magnitud, la discretización de las ecuaciones (1), (2) y (3) está dada por:

$$\begin{aligned}
 S_{t+\Delta t} &= S_t e^{\mu \Delta t} + S_t^2 e^{2\mu \Delta t + \sigma^2 \Delta t} Z_t, \\
 Z_t &\sim N(0, 1) \quad (5)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 S_{t+\Delta t} &= S_t e^{-a \Delta t} + b(1 - e^{-a \Delta t}) + \sigma \sqrt{\frac{1}{2a}(1 - e^{-2a \Delta t})} Z_t \\
 Z_t &\sim N(0, 1) \quad (6)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 S_{t+a \Delta t} &= S_t e^{-a \Delta t} + b(1 - e^{-a \Delta t}) + \sigma \sqrt{\frac{1}{2a}(1 - e^{-2a \Delta t})} Z_t + \eta N \\
 Z_t &\sim N(0, 1) \quad (7)
 \end{aligned}$$

- c) Se estiman los parámetros de las ecuaciones anteriores. En el caso del MGB, la identificación de los parámetros, media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ , sólo requiere la estadística descriptiva de la serie. En el caso del proceso OU, la definición de los parámetros  $a$ ,  $b$  de las ecuaciones anteriores requiere realizar una estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) a partir de las variaciones observadas de la serie IPC. Del análisis de regresión se obtienen los estimadores  $\beta_0$  y  $\beta_1$ , y, que se utilizan como:  $\beta_0 = ab$ ,  $\beta_1 = (1 - a)$ , y por lo tanto,

$$\hat{a} = 1 - \beta_1, \quad \hat{b} = \frac{\beta_0}{\hat{a}}.$$

Para el proceso OU con saltos de Poisson  $dN_t$  se consideró que el número de éstos es la cantidad de observaciones que superan tres desviaciones estándar (por encima

o por debajo de la media); el número de saltos por unidad de tiempo  $N_t$  siempre es uno. La intensidad del salto  $\lambda$ , se calculó como el número de saltos totales por unidad de tiempo entre el total de observaciones  $n$ ; es decir:

$$\lambda = \frac{dN_t}{n}.$$

El tamaño medio esperado del salto,  $\eta$  se calculó como la varianza del proceso Poisson por unidad de tiempo entre el número de saltos totales es decir:

$$\eta = \frac{\lambda t}{dN_t}.$$

d) Se generan  $n$  trayectorias del proceso estocástico de forma recursiva y se obtiene el promedio de éstas.

### Resultados Empíricos

Considerando la alta volatilidad registrada en algunos periodos, para fines de la simulación se eligió considerar los datos diarios del tipo de cambio entre enero de 2010 y julio de 2014 (tablas 1 y 2).

**Tabla 1**

Descripción estadística de las variables del tipo de cambio

	Peso chileno/USD	Peso argentino/ USD	Real brasileño/ USD	Peso mexicano/USD
Media	-0.000945	0.042830	0.010367	0.016661
Mínimo	-3.799247	-6.887030	-9.668235	-5.95995
Máximo	4.750615	22.146788	7.551570	78.114055
Rango	8.549863	29.033819	17.219805	14.074012

Fuente: elaboración propia a partir de datos del Banco de México.

**Tabla 2**

Parámetros estimados de las ecuaciones MGB y OU

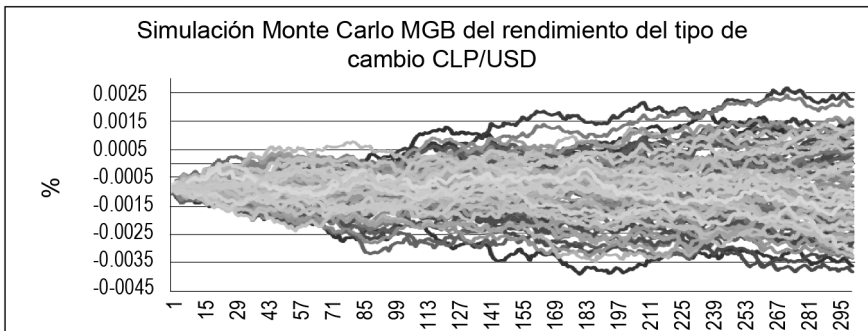
Proceso	P. Argentino / USD	R. Brasileño / USD	P. chileno/USD	MXN/USD
MGB	$\mu=-0.01081$	$\mu=-0.00842$	$\mu=-0.00823$	$\mu=-0.00928$
	$\sigma=0.61958$	$\sigma=0.84133$	$\sigma=0.78397$	$\sigma=0.96116$
OU	$a=0.081753$	$a=1.01436$	$a=1.0052994$	$a=1.00229$
	$b=0.04826$	$b=0.01116$	$b=6.75160196$	$b=0.01708$
	$1/2a=0.61160$	$1/2a=49292$	$1/2a=0.49736$	$1/2a=0.49886$

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco de México.



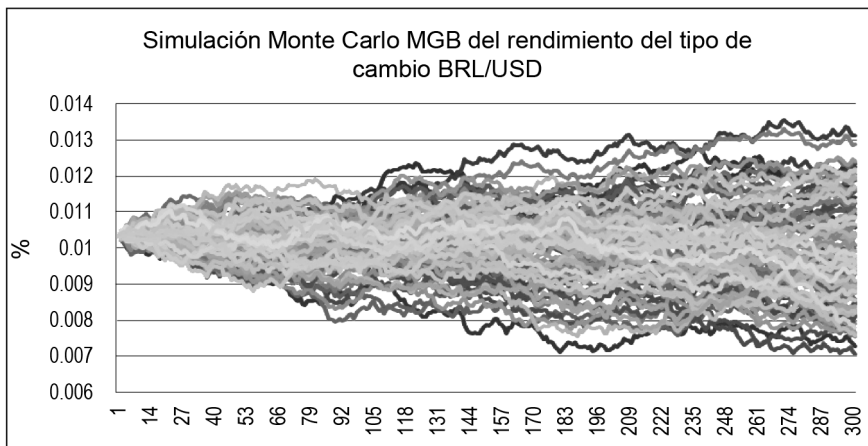
Los datos del Cuadro 2 indican los parámetros para los tipos de cambio Peso Argentino / USD, Real Brasileño / USD, Peso chileno/USD y MXN/USD, presumiblemente los casos en los que hay una menor intervención

en los mercados por la autoridad monetaria, hay menos volatilidad. En las (figuras 4, 5 y 6) se presenta la simulación Monte Carlo del MGB de estos tipos de cambio.



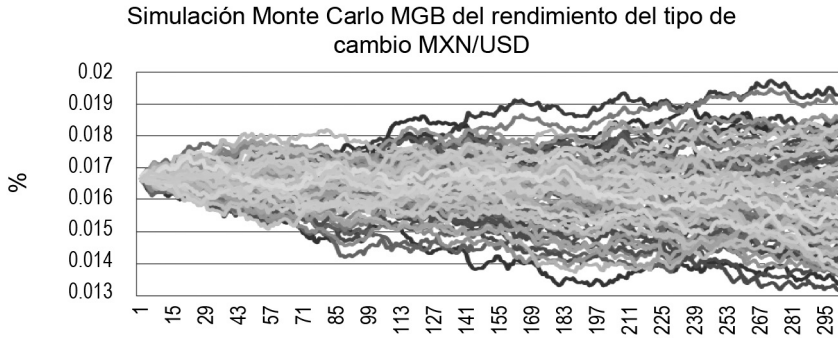
Fuente: elaboración propia

Figura 4. Simulación Monte Carlo MGB del rendimiento del tipo de cambio CLP/USD



Fuente: elaboración propia

Figura 5. Simulación Monte Carlo MGB del rendimiento del tipo de cambio BRL/USD



Fuente: elaboración propia

**Figura 6.** Simulación Monte Carlo MGB del rendimiento del tipo de cambio MXN/USD

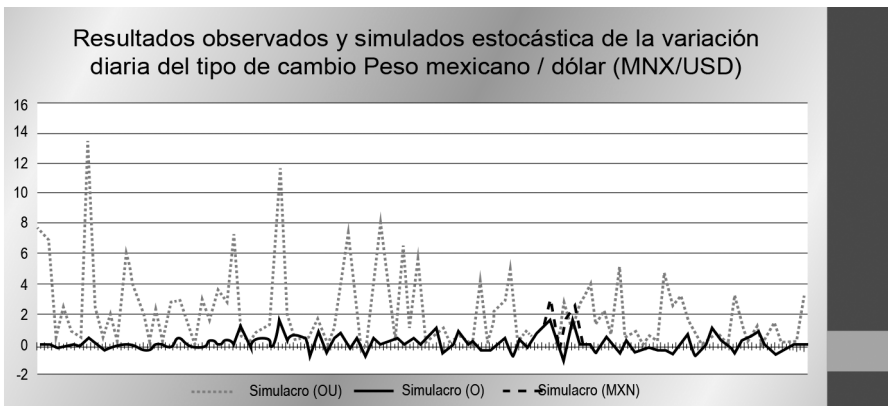
Para comprobar qué modelo proporciona un mejor ajuste a los datos observados, se compararon los resultados de la simulación de los últimos cien días del periodo analizado con los datos reales, en cada caso se estimaron tanto el Error Cuadrático Medio (RMSE) y la Media Absoluta de Error (MAE), éstos se definen como:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (X_t - Y_t)^2} \quad (8)$$

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |X_t - Y_t| \quad (9)$$

Donde  $X_t$  es el dato observado,  $Y_t$  es el valor estimado, y  $T$  es el número de observaciones.

La comparación se ilustra en la gráfica 7. Como puede observarse el proceso OU es el que mejor se ajusta a los datos, aunque los periodos de mayor volatilidad son mejor representados por el proceso OU con saltos de Poisson.



Fuente: elaboración propia

**Figura 7.** Observaciones y simulación de los rendimientos de MXN/USD (Proceso UO con Saltos de Poisson)

Si bien, el principal instrumento de la política monetaria es la tasa de interés, de manera complementaria se utilizan, en México y en otros países, otras variables que son relevantes por sus efectos macroeconómicos como el tipo de cambio. Es por ello por esta razón en el trabajo se examina la relevancia del tipo de cambio en la formalización teórica de la política monetaria; y particularmente se examina la modelación del tipo de cambio de algunas monedas latinoamericanas. Como resultados de la simulación se muestra en qué casos ésta es más pertinente, esto por medio de la determinación de los errores de discretización asociados como son el error promedio absoluto y la raíz del error cuadrado medio.

### Conclusiones

Se examinaron los casos del peso argentino/dólar USD; peso mexicano/dólar USD; real brasileño/dólar USD y peso chileno/dólar USD. En estos casos el mejor ajuste viene formando por el proceso de MGB.

Los resultados estimados revelan la interacción de las autoridades monetarias en el control del tipo de cambio; se obtuvo precisamente de errores más pequeños de la variación de los tipos de cambio observados, los tipos de cambio se han controlado, aunque existe un régimen de flotación, el Banco de México (Banxico), tiene una intervención constante en el modo de tipo de mercado.

Se debe rescatar la importancia de tener en cuenta que los resultados estimados revelan la interacción de las autoridades monetarias en

### Referencias

- Akgiray, V. & G., Booth. (1988). Mixed-Diffusion Jump Process Modeling of Exchange Rate Movements. *The Review of Economics and Statistics*, 70(4), 631–637.
- Bachelier, L. (1990). Théorie de la spéculation. *Annales Scientifiques de l'École Normale Supérieure*. 3rd. Séries. (21-86).

el control del tipo de cambio; el ajuste de los datos a los resultados de la simulación también están condicionados a los periodos de alta volatilidad en los mercados cambiarios que se asocian a las condiciones macroeconómicas, pero que no se encuentran representadas en el modelo

En este trabajo se estudió la posibilidad de simular las variaciones de los tipos de cambio peso argentino/dólar USD; peso mexicano/dólar USD; real brasileño/dólar USD y peso chileno/dólar USD. Los errores de estimación más altos se derivan de la simulación de la variación de las monedas por el proceso de MGB. En contraste, se encontró que los mejores ajustes ocurren al emplear los procesos OU, y sólo en los periodos de alta volatilidad es más útil el proceso OU con saltos de Poisson.

Sin embargo, se debe rescatar la importancia de tener en cuenta que los resultados estimados revelan la interacción de las autoridades monetarias en el control de la tasa de cambio; el ajuste de los datos a los resultados de la simulación también están condicionados a los periodos de alta volatilidad en los mercados cambiarios que se asocian a las condiciones macroeconómicas, pero que no se encuentran representadas en el modelo.

Es muy probable que los resultados de la simulación mejorarán considerablemente si se considera solo un horizonte limitado en la estimación de los parámetros de la simulación, y siempre que se procure elegir como base un periodo de datos de relativa estabilidad.

- Ball, C. A., & Torous, W. N. (1985). On Jumps in Stock Prices and their Impact on Call Pricing. *Journal of Finance*, 40(1), 337 – 351.
- Bhattacharya, S. N., & M. Bhattacharya (2013). Long memory in return stocks from developed markets. *Cuadernos de Gestión*, 13(2), 127-143.

- Bazdresch, S., & Werner, A. (2002). El comportamiento del tipo de cambio en México y el Régimen de libre flotación: 1996 – 2001. Recuperado de <http://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-discursos/publicaciones/documentos-de-investigacion/banxico/%7B551708AA-9D83-687A-03C1-50DEA76A1F12%7D.pdf>.
- Chan, W. H. (2003). A Correlated Bivariate Poisson Jump Model for Foreign Exchange, *Empirical Economics*, 28(4), 669 -685.
- Dajcman, S., Festic M., & Kavkler, A. (2013). Long Memory in the Returns of Stock Indices and Major Stocks Listed in Three Central and Eastern European Countries. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies & Research*, 47(4), 239-258.
- Dicle, M. & Levendis, J. (2014). The Day of the Week Effect Revisited: International Evidence. *Journal of Economics and Finance*, 38(3), 407-437.
- Domowitz, I. & Hakkio, C. S. (1985). Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market. *Journal of International Economics*, No. 19(2), 47-66.
- Duarte, J. B., & Mascareñas, J. M. (2014). Comprobación de la eficiencia débil en los principales mercados financieros latinoamericanos. *Estudios gerenciales*, 30(133), 365-375.
- Dutt, S. D., & Ghosh, D. (1999). A Note on the Foreign Exchange Market Efficiency Hypothesis. *Journal of Economics and Finance*, 23(2), 157-161.
- Einstein, A. (1956). *Investigations the Theory of the Brownian Movement*, BN Publishing. Recuperado de <https://www.abebooks.com/book-search/title/investigations-theory-brownian-movement/>.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617.
- Hakkio, C. S., & Leiderman, L. (1986). Intertemporal Asset Pricing and the Term Structures of Exchange Rates and Interest Rates. *European Economic Review*, 0(2), 325-344.
- Harel, A. G., & Francis, J. C. (2011). Analysis of Efficient Markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 36(2), 287-296.
- Hwang, T. G., & Heather, O. (2014). Markowitz Efficiency and Size Effect: Evidence from the UK Stock Market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 43(4), 721-750.
- Oprean, C. (2012). Testing Informational Efficiency: The Case of UE and BRIC Emergent Markets. *Studies and Business and Economics*, 7(3), 94-112.
- Platen, E. (2008). Simulation Methods for Stochastic Differential Equations en S. Detlef, C. Weinhardt y F. Schlottmann (Eds.), *Handbook of Information Technology in Finance*. (501-514). NY: John Wiley & Sons
- Sutherland, A. (2006). Currency Crises and the Term Structure of Interest Rates, *Open Economies Review*, 17(1), 17-51.
- Uhlenbeck, G. E., & Ornstein, L. S. (1930). On the Theory of Brownian Motion. *Physical Review*, 36(5), 823-841.
- Vasicek, O. (1977). An Equilibrium Characterization of the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 177-188.
- Wang, Y., & Tong, H. (2008). Modeling and Estimating the Jump Risk of Exchange Rates: Applications to RMB. *Physica A*, (387), 6575-6583.
- Wiener, N. (1964). *Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series*. Cambridge, MA: MIT press.