

Análisis de las depreciaciones extremas del tipo de cambio de México a partir del Proceso Poisson No Homogéneo

Miguel Ángel Díaz Carreño*, Raúl de Jesús Gutiérrez* y María Teresa Herrera Nebel**

Recepción: 16 de mayo de 2011
Aceptación: 25 de agosto de 2011

* Facultad de Economía, Universidad Autónoma del Estado de México, México.

** Institut de Hautes Études Internationales et du Développement, Suiza.

Correo electrónico: madiaz@colpos.mx;

rjg2005mx@yahoo.com.mx y nebelmt@yahoo.fr

Agradecemos la asistencia de investigación de Diana Erika Rodríguez Martínez y Miguel Ángel Oria Cerón.

Por supuesto, el contenido es responsabilidad absoluta de los autores.

Resumen. Se presenta una modelación estadística de las depreciaciones extremas del tipo de cambio nominal del peso mexicano frente al dólar estadounidense a partir de la validación del supuesto de Proceso de Poisson No Homogéneo (PPNH) en el periodo 1990-2010. Los resultados empíricos muestran fuerte evidencia que para incrementos del tipo de cambio mensual mayores a 2.0%, el empleo del PPNH es adecuado, no así para otros niveles de aumento. Además utilizando una función de valor medio del PPNH tipo Weibull se encontró que la probabilidad de ocurrencia de una depreciación superior a 2.0% en un mes es de 33% y en un trimestre de 67%.

Palabras clave: tipo de cambio, depreciación extrema, Proceso de Poisson No Homogéneo (PPNH).

Analysis of Extreme Depreciation of the Exchange Rate in Mexico by the Non-Homogeneous Poisson Process

Abstract. This article presents a statistical modeling of extreme depreciation of the nominal exchange rate of the Mexican peso against the U.S. dollar from the validation of the assumption of the Non-Homogeneous Poisson Process (NHPP) in the period 1990-2010.

Empirical results show strong evidence that for increases in the monthly exchange rate greater than 2.0 per cent, the use of the NHPP is suitable, but is not so for other levels of increase. In addition, using a function of mean value of the PPNH Weibull type it was found that the probability of occurrence of a depreciation exceeding 2.0% in one month is 33% and 67% for one quarter.

Key words: exchange rate, extreme depreciations, Non-Homogeneous Poisson Process (NHPP).

Introducción

El comportamiento del tipo de cambio del peso mexicano respecto al dólar estadounidense es un indicador fundamental para la estabilidad de la economía mexicana, puesto que éste se encuentra estrechamente relacionado con la trayectoria de otras variables, tales como la tasa de interés nominal, la tasa de inflación, la balanza comercial, entre otras (Carstens y Werner, 1999). Adicionalmente, el tipo de cambio es una variable clave en la misma definición de la política económica de México.

Desafortunadamente, la experiencia mexicana en materia de depreciaciones extremas del tipo de cambio nominal es

amplia. Durante 1976-1977 el peso registró una depreciación respecto al dólar de 81.5%; en 1982-1983 de 513.2%; en los años 1986-1987 de 353%; en 1994-1995 de 102.4% y en 2008-2009 de 40.6% (Banxico, 2011). Lo cual ha significado aumentos considerables en el nivel de la inflación y por consiguiente una reducción profunda de la capacidad adquisitiva del ingreso de la población.

En este sentido, la modelación estadística correcta del comportamiento, en particular de las depreciaciones extremas del tipo de cambio, constituye un aspecto central en la planificación de la política cambiaria, así como para aquellos agentes económicos cuyas decisiones están directamente relacionadas con la trayectoria del tipo de cambio.

Esta investigación tiene como objetivo realizar un estudio de las depreciaciones extremas del tipo de cambio del peso-dólar en el periodo 1990-2010 a partir de la metodología del Proceso de Poisson No Homogéneo (PPNH). La hipótesis planteada considera que las depreciaciones extremas del tipo de cambio mensual durante el periodo en estudio pueden ser modeladas a través de un PPNH con función de valor medio tipo Weibull.

El documento contiene tres apartados: 1) revisión de literatura, la cual muestra el estado actual de la investigación en torno al tema, 2) metodología, que considera una descripción de los procedimientos estadísticos empleados para validar si un proceso estocástico contador de eventos puede ser asumido como un PPNH y 3) aplicación y resultados, donde se discuten los resultados obtenidos a partir de la aplicación del procedimiento de validación del supuesto de PPNH para el análisis de las depreciaciones extremas del tipo de cambio peso-dólar durante el periodo de estudio.

1. Revisión de literatura

La modelación y evidencia empírica acerca de la distribución de probabilidad que siguen los tipos de cambio en el mundo es un tema poco tratado. No obstante, los trabajos al respecto coinciden en que los tipos de cambio de monedas extranjeras no se distribuyen de manera normal y no existe consenso sobre el tipo de distribución más apropiada para describir el comportamiento de los tipos de cambio (Li y Kao, 2001).

En los diversos estudios acerca del comportamiento del tipo de cambio se ha propuesto el empleo de distintos modelos probabilísticos, tales como la distribución de Pareto, la *t* de Student, la Normal, la Exponencial, la Gama y Uniforme, entre otras (Friedman y Vandersteel 1982, Boothe y Glassman 1987, Tucker y Scout 1987, Tucker y Pond 1988).

En particular, para el caso de México no hay estudios que aborden la modelación de las depreciaciones extremas en el tipo de cambio peso-dólar. Algunos trabajos en torno al tema más bien han tratado la modelación del comportamiento de la volatilidad en general de dicha variable, entre otras encontramos la de Werner (1997), Bazdresch y Werner (2002), Flood y Marion (1998), Benavides (2006) y Abarca *et al.* (2010), quienes han empleado diferentes metodologías para estudiar esta variable en distintos periodos de tiempo.

Werner (1997) estudia el comportamiento del tipo de cambio durante 1995-1996, el autor analiza las propiedades estadísticas de las fluctuaciones diarias del peso y se realiza una comparación con el comportamiento de otras monedas. Entre sus principales conclusiones considera que exceptuando los periodos de extrema volatilidad observados durante 1995, la volatilidad del tipo de cambio fue similar a la observada

en países que mantienen un tipo de cambio flexible. Por su parte, Bazdresch y Werner (2002), comentan que el comportamiento del peso mexicano, desde la adopción del régimen de flotación, ha estado caracterizado por largos periodos de estabilidad que repentinamente dan lugar a episodios de gran volatilidad. Para explicar este patrón de comportamiento, desarrollaron un modelo monetario de determinación del tipo de cambio, enriquecido con una prima de riesgo, de manera similar a la propuesta en el trabajo de Flood y Marion (1998). En el modelo, los cambios en las expectativas del mercado sobre el riesgo cambiario dan origen a equilibrios múltiples. En este modelo de determinación del tipo de cambio existen dos equilibrios, uno con pequeñas depreciaciones y baja volatilidad en el mercado cambiario y otro donde se presentan grandes depreciaciones y una alta volatilidad. La segunda parte del trabajo estima una regresión con cambio de régimen para explicar los movimientos diarios en el valor del peso respecto al dólar. Se encuentra evidencia significativa sobre la existencia de dos regímenes claramente identificables. Uno de ellos sin tendencia y con poca volatilidad y el otro con depreciaciones positivas y alta volatilidad.

A su vez, Benavides (2006) analiza el poder predictivo de varios modelos de pronósticos de volatilidad diaria del tipo de cambio peso mexicano-dólar estadounidense. Los modelos que se utilizan son: univariado GARCH; multivariado GARCH (modelo BEKK); volatilidad implícita de opciones; y, un modelo compuesto. La especificación del modelo compuesto incluye pronósticos de series de tiempo, obtenidos con modelos tipo ARCH, y volatilidad implícita de opciones. El autor realiza una evaluación estadística del poder predictivo del modelo compuesto *versus* los modelos sin cambiar. En términos del error cuadrático medio (ECM), los resultados muestran que el modelo compuesto es el más certero al compararlo con el resto de los modelos.

Abarca *et al.* (2010) examinan dos metodologías caracterizadas por diferentes propiedades en las colas de la distribución para extraer expectativas del tipo de cambio peso-dólar. Las expectativas son medidas con densidades de riesgo-neutral. Los métodos utilizados para estimar estas densidades son la técnica de función de volatilidad (VFT) y el método de valor extremo generalizado (GEV). Los autores comparan estos dos métodos en el contexto de anuncios de política monetaria en México y Estados Unidos. Una vez considerado el componente sorpresivo de los anuncios, los resultados indican que, aunque ambos métodos VFT y GEV sugieren una dinámica similar en el centro de la distribución, éstos muestran patrones significativamente diferentes en las colas de la distribución. La evidencia empírica muestra que el modelo GEV captura mejor los valores extremos.

Por su parte, De Jesús (2011) analiza el comportamiento de la magnitud y frecuencia de los rendimientos extremos en los precios del tipo de cambio peso-dólar estadounidense durante el periodo 1971-2007, empleando la distribución de valor extremo generalizada (DVEG), encontrando que las colas de la distribución empírica presentan diferentes características estadísticas. Asimismo, los resultados empíricos demuestran claramente que el uso del percentil de la DVEG como medida de riesgo en el análisis del VAR proporciona información más robusta del riesgo financiero que las medidas de riesgo convencionales.

En la presente investigación, la modelación de las fluctuaciones extremas del tipo de cambio está condicionada primeramente a la validación del supuesto de PPNH a partir del método estadístico propuesto por Villaseñor y Díaz (2003) y posteriormente a la utilización de una función de valor medio tipo Weibull utilizando la metodología de López et al. (2002).

2. Métodos y materiales

El proceso estocástico $\{N(t); t \geq 0\}$, donde $N(t)$ es el número de eventos que ocurrieron hasta el tiempo t , es llamado un PPNH con función de intensidad $\lambda(t)$ si:

- a) $N(0) = 0$
- b) $\{N(t); t \geq 0\}$, tiene incrementos independientes; es decir, el número de eventos que ocurren en intervalos de tiempo ajenos son independientes.

c) $P\{N(t+s) - N(t) = n\} = e^{-[\Lambda(t+s) - \Lambda(t)]} \cdot \frac{[\Lambda(t+s) - \Lambda(t)]^n}{n!}$ con: $n \geq 0$ (Ross, 1980).

Entonces, $N(t+s) - N(t)$ tiene una distribución Poisson con media $\Lambda(t+s) - \Lambda(t)$ y $N(t)$ se distribuye Poisson con media $\Lambda(t)$, por lo cual $\Lambda(t)$ es llamada función del valor medio del proceso y se define por: $\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$.

Si $\lambda(t) = \eta$, entonces $\Lambda(t) = \eta t$ y se tendrá un proceso Poisson Homogéneo (PPH) con media ηs (Kao, 1997).

Nótese que si $\lambda(t) = \lambda$, entonces $\Lambda(t) = \lambda t$ y se tendrá un Proceso Poisson Homogéneo (PPH) con media λs (Kao, 1997).

2.1 Caracterización del Proceso de Poisson No Homogéneo (PPNH)

Chouinard y McDonald (1985) presentan una caracterización del PPNH con base en la distribución de los intervalos de los tiempos de arribo.

Sean $\{N_1(t), N_2(t), \dots, N_q(t); 0 \leq t \leq T\}$ q repeticiones independientes del proceso $N(t)$, en donde $N_1(T) = n_1, N_2(T) = n_2, \dots, N_q(T) = n_q$ con $n_i =$ número de eventos en la repetición $i, i =$

$1, 2, \dots, q$ donde $n = n_1 + n_2 + \dots + n_q$. Además, sean $\{S_{i(j)}\}_{j=1}^{n_i}$ los tiempos en que ocurren los eventos o tiempos de arribo y defínase a $R_{i(j)}, i = 1, \dots, q; j = 1, \dots, n_i$ ni como el rango del j -ésimo tiempo de arribo del proceso $\{N_i(t); 0 \leq t \leq T\}$ entre los n tiempos de arribo.

Proposición 1. Si $N(t)$ es un PPNH, entonces para toda q y todo conjunto

$$\{n_i\}_{i=1}^q P\{R_{i(j)} = k_{i(j)}; i = 1, \dots, q, j = 1, \dots, n_i/N_i(T) = n_i; i = 1, \dots, q\} = \left(\frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_q!}\right)^{-1}$$

donde $\{k_{i(j)}\}_{j=1}^{n_i}$ es una secuencia creciente de enteros distintos para cada $i, \{k_{i(j)}; j = 1, \dots, n_i, i = 1, \dots, q\} = \{1, 2, \dots, n\}$. Nótese que los rangos tienen distribución uniforme discreta.

Teorema 1. Si $N(t)$ es un PPNH si y sólo si: a) la distribución marginal de $N(t)$ es Poisson y b) $N(t)$ satisface la proposición 1.

Con base en esta caracterización, un método estadístico de prueba para PPNH debe tener en consideración los rangos de las observaciones. Además, puesto que la validación del supuesto de PPNH para un conjunto de eventos dependerá del cumplimiento de a) y b) en el teorema 1. La validación de la primera condición debe basarse en una prueba de bondad de ajuste para la distribución Poisson, y la de la segunda, en una prueba no paramétrica para igualdad de funciones de distribución.

En esta investigación para probar el inciso a) se emplea la prueba de bondad de ajuste de las estadísticas de Cramér-von Mises (cvm)¹ expuesta en Spinelli y Stephens (1997) y para validar b) se utiliza la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis (KW) contenida en Kruskal (1952), tal como es sugerido en Villaseñor y Díaz (2003).

2.2 Función de valor medio (FVM) de un PPNH

Se ha establecido que si $\{N(t); t \geq 0\}$, es un PPNH, la función de valor medio (FVM) del proceso se define como $\Lambda(t) = E\{Nt\}$ y su función de intensidad está dada por $\lambda(t) = \Lambda'(t)$.

Sin embargo, la determinación de la FVM para un PPNH en particular, debe estar condicionada a la realización de una prueba de bondad de ajuste que la pueda validar. Esto debido a la existencia de distintos modelos posibles para dicha función. Sin embargo, entre los más empleados tenemos el exponencial: $\Lambda(t) = \exp(\beta t \alpha) - 1; \alpha > 0, \beta > 0$,

1. La revisión de literatura de pruebas de bondad de ajuste para la distribución de Poisson reveló que la prueba de cvm tiene mayor potencia contra distribuciones alternativas como la Binomial, Beta-Binomial, Binomial negativa y Uniforme discreta, todas con parámetros definidos (Spinelli y Stephens, 1997).

propuesto por Cox (1955) y el Weibull: $A(t) = \beta t^\alpha$, $\alpha > 0$, $\beta > 0$, introducido por Crow (1974). En esta investigación se realiza un contraste de hipótesis para ambos casos siguiendo la metodología de López *et al.* (2002), la cual consiste en una linealización de la FVM, $A^*(t)$,² y el uso del coeficiente de correlación muestral (r) para medir la linealidad resultante.³

Cuadro 1. Resultados de las estadísticas de Cramér-von Mises en la validación del supuesto de PPNH.

| Variación del tipo de cambio | Estadísticas de Cramér-von Mises | | | |
|------------------------------|----------------------------------|-------|---------|---------|
| | μ | W^2 | A^2 | W^2_m |
| Mayor a 1.0% | 2.91 | 0.08 | 0.44 | 0.40 |
| Mayor a 1.5% | 2.54 | 0.01 | 0.06 | 0.04 |
| Mayor a 2.0% | 2.27 | 0.03 | 0.19 | 0.18 |
| Mayor a 2.5% | 0.42 | 17.66 | 722.86 | 106.42 |
| Mayor a 3.0% | 0.30 | 18.21 | 1026.71 | 105.55 |
| Mayor a 4.0% | 0.12 | 19.04 | 2502.13 | 105.23 |

Fuente: elaboración propia con información de Banco de México (2011).

- La ventaja de linealizar la FVM del tipo exponencial o Weibull consiste en permitir la estimación de sus parámetros a través de métodos eficientes y de fácil aplicabilidad como lo es el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).
- La propiedad más relevante de la estadística r es su invarianza respecto a parámetros de localización y escala, la cual se sigue de la propiedad correspondiente del coeficiente de correlación momento-producto (López *et al.*, 2002).
- El tipo de cambio (FIX) es determinado por el Banco de México con base en un promedio de las cotizaciones del mercado de cambios al mayoreo para operaciones liquidables el segundo día hábil bancario siguiente. Se publica en el *Diario Oficial de la Federación* un día hábil bancario después de la fecha de determinación y es utilizado para solventar obligaciones denominadas en moneda extranjera liquidables en la República Mexicana al día siguiente (Banxico, 2011).
- Los cuantiles asintóticos de las estadísticas de Cramér-von Mises para la prueba de la distribución de Poisson con media estimada, siendo que la media verdadera es μ y nivel de significancia α fueron obtenidos de Spinelli y Stephens (1997).
- Esta prueba se aplicó a través del paquete (software) computacional estadístico Minitab 14.0
- Las pruebas estadísticas para verificar el cumplimiento de los supuestos del modelo de regresión lineal clásico (entre paréntesis el valor p de la prueba) son: especificación del modelo: Ramsey (0.4401); Autocorrelación (2): Breusch y Godfrey (0.0883); Heteroscedasticidad: White (0.2134); Normalidad: Jarque-Bera (0.4164); Estacionariedad de los residuos: Dickey-Fuller aumentada ($t = -4.42$ y valor $p = 0.001$), resultados que sugieren que el modelo estimado cumple los supuestos con una significancia de 0.05.
- Los símbolos α y β representan el intercepto y la pendiente, en forma respectiva, de la ecuación de regresión correspondiente.

Una vez determinada la FVM del proceso es posible la obtención de las probabilidades de ocurrencia de un cierto número de eventos en un periodo determinado. Dicho procedimiento se emplea sobre las depreciaciones extremas del tipo de cambio mensual de México.

3. Aplicación y resultados

En este apartado se muestran los resultados de aplicar el procedimiento de validación de PPNH sobre la serie mensual del tipo de cambio peso-dólar FIX que publica el Banco de México.⁴ El periodo de estudio es 1990-2010. Cada año se consideró como una réplica del proceso estocástico contador de las realizaciones de las depreciaciones extremas del tipo de cambio.

El cuadro 1 presenta los resultados de la prueba de CVM aplicada a diferentes niveles de depreciación cambiaria. Se observa que para niveles de depreciación mayores a 2.0%, los valores calculados de cada una de las estadísticas de CVM son $W^2 = 0.03$, $A^2 = 0.19$ y $W^2_m = 0.18$ con media estimada de $\mu = 2.27$. Ahora, los valores críticos correspondientes considerando un nivel de significancia de 0.05 son $W^2 = 0.1820$, $A^2 = 1.1510$ y $W^2_m = 0.8810$,⁵ por lo que no es posible rechazar la hipótesis de que la distribución marginal del número de depreciaciones observadas mayores a 2.0% por réplica del proceso sea Poisson.

En la aplicación de la prueba de Kruskal-Wallis⁶ resultó un estadístico $H = 30.00$ con valor p (p -value) de 0.07. Por lo que, para un nivel de significancia de 0.05 y 20 grados de libertad no se rechazaría la hipótesis de igualdad de poblaciones, por lo que no existe evidencia de que las distribuciones aleatorias generadoras de las depreciaciones del tipo de cambio mayores a 2.0% por réplica sean diferentes. De esta manera, el empleo del PPNH en la modelación de depreciaciones del tipo de cambio nominal superiores a 2.0% es adecuada.

Por otra parte, una vez validada la FVM tipo Weibull, se procedió a la estimación de los parámetros correspondientes. Lo cual fue realizado a partir de la linealización de dicha función y a la aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) teniendo en cuenta cada uno de los supuestos que establece este método de estimación. Los resultados son los siguientes:⁷ $\alpha = -0.02$ (0.92), $\beta = 0.42$ (0.01)⁸ y $R^2 = 0.33$, donde α y β representan el intercepto y la pendiente estimada, en forma respectiva, de la ecuación de regresión correspondiente y el R^2 indica la bondad de ajuste del modelo, el cual resultó moderado.

A partir del empleo del PPNH con FVM de tipo Weibull y utilizando las estimaciones de los parámetros α y β se encontró que la probabilidad de observar un incremento del tipo de

cambio mayor a 2.0% en un mes es de 0.33, en dos meses de 0.56 y en un trimestre de 0.67; en tanto que la probabilidad de observar dos aumentos extremos durante dos meses es de 0.26, en tres meses de 0.45 y en cuatro 0.52. Para tres incrementos extremos en tres meses 0.22 y en cinco meses 0.36.

El comportamiento del tipo de cambio peso-dólar es un indicador fundamental para la economía mexicana dada la estrecha relación que guarda éste con la trayectoria de variables como la tasa de interés nominal, la tasa de inflación y la balanza comercial, entre otras (Carstens y Werner, 1999). Los resultados generados en esta investigación pueden contribuir a un mejor diseño de la política monetaria, cambiaria y económica en general, así como en el suministro de información estadística para aquellos agentes económicos tomadores de decisiones a partir de la trayectoria del tipo de cambio.

Además, se debe tener en cuenta que las propiedades estadísticas del comportamiento del tipo de cambio son esenciales en la determinación de la eficiencia del mercado cambiario, de los precios de opciones sobre monedas extranjeras y de un elemento fundamental del nivel de riesgo para la inversión extranjera (Li y Kao, 2001).

En este sentido, los resultados de esta investigación que sugieren una alta probabilidad de observar un número considerable de depreciaciones extremas (superiores a 2.0% en promedio mensual) a lo largo de un año, bien pueden ser tomados como referencia en la elaboración de estrategias o políticas por parte del Banco de México como formador de mercado, a fin de modificar el nivel de la reserva internacional a través de la emisión de opciones de venta sobre el tipo de cambio, donde el precio de dichas opciones sería más representativo del comportamiento del mercado cambiario principalmente en periodos de extrema volatilidad cambiaria como la observada en los últimos años a consecuencia de la crisis económica y financiera iniciada en la economía norteamericana a partir de 2007.

Conclusiones

En este estudio se muestra que el supuesto de PPNH resulta adecuado para modelar estadísticamente las depreciaciones extremas del tipo de cambio del peso mexicano respecto al dólar estadounidense superiores a 2.0% en promedio al mes

durante 1990-2010. Al respecto se encontró que los tiempos de arribo de las depreciaciones extremas siguen una distribución marginal de Poisson, además se probó que estas distribuciones marginales provienen de la misma población.

Únicamente para depreciaciones mayores al 2.0% mensual fue posible la validación del supuesto de PPNH. De acuerdo con la prueba de bondad de ajuste basada en las estadísticas de CVM se encontró que la distribución marginal de los arribos de las depreciaciones mayores a 2.0% es Poisson con un nivel de significancia de 0.05. Además, la aplicación de la prueba de Kruskal y Wallis muestra que las distribuciones generadoras de las depreciaciones extremas son iguales considerando una significancia de 0.05 y 20 grados de libertad.

De acuerdo con los resultados de este estudio se tiene que la probabilidad de que ocurra un aumento del tipo de cambio superior a 2.0% en términos promedio en un mes es de 0.33 y en un trimestre de 0.67; en tanto que la probabilidad de observar dos aumentos por arriba de 2.0% en un bimestre es de 0.26 y en un trimestre de 0.45. Además, tres incrementos mayores a este porcentaje en un trimestre tienen una probabilidad de ocurrencia de 0.22 y en un semestre de 0.41. Es necesario tener en cuenta que estos resultados constituyen estimaciones de la probabilidad media de que un cierto número de depreciaciones mayores a 2.0% para un determinado periodo de tiempo ocurra, por lo que la predicción de un aumento extremo específico del tipo de cambio en cierto mes, u otro periodo, quedaría fuera del alcance explicativo a partir de esta metodología, tal es el caso de las depreciaciones extremas registradas principalmente en episodios de crisis económicas como las observadas en México durante 1994-1995 y 2008-2009.

Finalmente considerando que la variable tipo de cambio es uno de las principales factores determinantes de la competitividad de las exportaciones de nuestro país en el mercado internacional, en la selección de portafolios, así como una variable fundamental en la planeación de la misma política económica, los resultados de esta investigación bien podrían tomarse en cuenta en aquellos ejercicios de prospectiva que involucran indicadores como la inflación, tasa de interés, crecimiento económico, importaciones y exportaciones, entre otros.



Bibliografía

- Abarca, G.; J. Rangel y G. Benavides (2010). *Política monetaria y expectativas en el mercado cambiario: el caso del peso mexicano-dólar estadounidense de 2005 a 2009*. Documento de investigación, Núm. 2010-17, Banco de México, México.
- Bazdresh, S. y W. Werner (2002). *El comportamiento del tipo de cambio en México y el régimen de libre flotación: 1996-2001*. Documento de investigación Núm. 2002-09. Banco de México, México.
- Benavides, G. (2006). *Volatility Forecast for*

- the Mexican Peso – U.S. Dollar Exchange rate: an Empirical Analysis of GARCH, Option Implied and Composite Forecast Models*. Documento de investigación, Núm. 2006-04. Banco de México, México.
- Banco de México (2011). *Serie mensual del tipo de cambio nominal FIX, 2000-2010*. <http://www.banxico.org.mx/>.
- Boothe, P. and D. Glassman (1987). “The Statistical Distribution of Exchange Rates”, *Journal of International Economics*. Vol. 22.
- Carstens, A. y A. Werner (1999). *Mexico’s Monetary Policy Framework Under a Floating Exchange Rate Regime*. Documento de investigación, Núm. 1999-05, Banco de México, México.
- Cox, D. (1955). “Some Statistical Methods Connected with Series of Events”, *JRSS. Ser. B*. 17: 2.
- Crow, L. (1974). “Reliability Analysis for Complex Repairable Systems. In Reliability and Biometry-Statistical Analysis of Lifelength”, *SIAM*. Philadelphia.
- Chouinard A. and McDonald D. (1985). “A Characterization of Non-Homogeneous Poisson Processes”, *Stochastics*. Vol. 15.
- De Jesús, R. (2011). “Rendimientos extremos y riesgo de la cola en el Mercado del tipo de cambio peso-dólar durante la crisis financiera internacional”, en Mejía R. P. y M. E. Morales (Coords.). *Integración y recesión económica en el binomio México-Estados Unidos*. Universidad Autónoma del Estado de México, México.
- Engle, R. and C. Granger (1987). “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*. Vol. 55, Núm. 2.
- Flood, R. and N. Marion (1998). *Self-Fulfilling Risk Predictions: an Application to Speculative Attacks*. Documento de trabajo del IMR, Núm. 98124.
- Friedman, D. and S. Vandersteel (1982), “Short-Run Fluctuations in Foreign Exchanges Rates”. *Journal of International Economics*, Vol. 13.
- Guzmán P. M. (2006). “Un Modelo de Predicción del Tipo de Cambio Spot para la Economía Mexicana”, *Análisis Económico*. UAM-Azcapotzalco, Vol. XXI, Núm.47 (mayo-agosto 2006).
- Kao, E. (1997). “An Introduction to Stochastic Processes”, *Wadsworth*. Belmont, California.
- Kruskal, W. (1952). “A Nonparametric Test for the Several Sample Problem”, *The Annals of Mathematical Statistics*. Vol. 23, Núm. 4.
- Lí, J. and C. Kao (2001). “Bounded Influence Estimation for Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models with Estimates of the Variances of Foreign Exchange Rates”, *Center for Policy Research*. Working Paper Núm. 34. Northeastern University, Boston-Massachusetts.
- López, S., J. Villaseñor y H. Vaquera (2002). “Dos pruebas de bondad de ajuste para Procesos Poisson No Homogéneos”, *Agrociencia*. Vol. 36, Núm. 6.
- Macías, M. A. (2003). “Tipo de cambio y paridad del poder de compra en México”, *Comercio Exterior*. México, Vol. 53, Núm. 9.
- Ross, S. M. (1980). *Stochastic processes*. 2nd edition. John Wiley, New York.
- Spinelli, J. J. and M. Stephens (1997). “Cramér-von Mises Tests of Fit for the Poisson Distribution”, *The Canadian Journal of Statistics*. Vol. 25, Núm. 2.
- Tucker, A. and E. Scout (1987). “A Study of Diffusion Processes for Foreign Exchange Rates”, *Journal of International Money and Finance*. Núm. 6, pp. 465-478.
- Tucker, A. L. and L. Pond (1988). “The Probability Distribution of Foreign Exchange Price Changes: Tests of Candidate Processes”, *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 70, Núm. 4.
- Villaseñor, A. J. y M. A. Díaz (2003). “Pruebas no paramétricas para Procesos Poisson No Homogéneos”, *Agrociencia*. Vol. 37, Núm. 1.
- Werner, A. M. (1997). *Un estudio estadístico sobre el comportamiento de la cotización del peso mexicano frente al dólar y de su volatilidad*. Documento de investigación Núm. 9701. Banco de México, México.

ciencias
revista de difusión
facultad de ciencias unam



número 103
(julio-septiembre 2011)

SUSCRIPCIONES Y NÚMEROS ANTERIORES:

Facultad de Ciencias, Departamento de Física. Cubículos 319, 320, 321 C. U.
04510 México D.F. Teléfono: 56 22 4935, 56 22 5316 Fax: 56 16 0326
revista.ciencias@ciencias.unam.mx www.revistas.unam.mx

- Licántropos, hematófagos y brujas: ¿incomprendidos de su época?
- Los accidentes nucleares de Fukushima: lecciones y advertencias para México
- La ecología evolutiva: interfase de la ecología y la evolución
- Ecología y conservación: los grandes retos de este siglo
- De genes al cambio climático

Incrementa tu cultura científica