

Estocástica

FINANZAS Y RIESGO

**Riesgo crédito:
un análisis empírico
de dos bancos en México**

Fernando Cruz-Aranda
Estaban Colla-De Robertis
Agustín I. Cabrera-Llanos

**¿Se desvanece el efecto-enero
en las bolsas de valores
del continente americano?**

Domingo Rodríguez Benavides
Edgar Ortiz
Francisco López Herrera

**Razones financieras y el spread
que pagan por su deuda emisoras
que cotizan en la Bolsa Mexicana
de Valores**

César Gurrola Ríos
Roberto Santillán Salgado
Francisco Martín Villarreal Solís

**Sovereign Bond's Credit Risk
Immunitization in a Tax Income Volatility
Environment: The Case of a USD
Denominated Mexican Bond**

Salvador Cruz Aké
Francisco Venegas-Martínez
Agustín Ignacio Cabrera-Llanos

**VOLUMEN 2, NÚMERO 2
JULIO - DICIEMBRE 2012**

Estocástica

FINANZAS Y RIESGO

Volumen 2, número 2
julio - diciembre 2012

Universidad
Autónoma
Metropolitana



Casa abierta al tiempo **Azcapotzalco**

Directorio

Rector General

Dr. Enrique Pablo Alfonso
Fernández Fassnacht

Secretaria General

Mtra. Iris Edith Santacruz Fabila

Rectora de la Unidad Azcapotzalco

Mtra. Gabriela Paloma Ibañez Villalobos

Secretario de la Unidad

Ing. Darío Eduardo Guaycochea
Guglielmi

Director de la División De Ciencias Sociales y Humanidades

Dr. Alfredo Sánchez Daza

Secretario Académico

Mtro. Lucino Gutiérrez Herrera

Jefe del Departamento de Administración

Dr. Oscar Lozano Carrillo

Coordinador de Difusión y Publicaciones de la División

Lic. Santiago Ávila Sandoval

Consejo Editorial

Dr. Onésimo Hernández Lerma
Dr. Francisco Venegas-Martínez
Dr. Edgar Ortiz
Dr. Miguel Ángel Gutiérrez Andrade
Dra. Patricia Saavedra Barrera
Dr. Francisco López Herrera
Dr. Wojciech Szatzschneider Smigielska

Comité Editorial

Presidente

Dr. Luis Fernando Hoyos Reyes

Editora

Mtra. Marissa R. Martínez Preece

Miembros

Dra. María G. Henaine-Abed
Mtro. Carlos Zubieta Badillo

Estocástica: Finanzas y Riesgo. Volumen 2, número 2, julio-diciembre de 2012, es una publicación semestral de la Universidad Autónoma Metropolitana, a través de la Unidad Azcapotzalco, División de Ciencias Sociales y Humanidades, Departamento de Administración, Red para el Análisis de Riesgos Financieros. Prolongación Canal de Miramontes 3855, Col. Exhacienda San Juan de Dios, Delegación Azcapotzalco, C.P. 02200, México, D.F., y Av. San Pablo 180, Col. Reynosa Tamaulipas, Delegación Azcapotzalco, C.P. 02200, México, D.F.; teléfono 53-18-94-54 extensiones 157 y 154. Página electrónica de la revista: <http://estocastica.azc.uam.mx>, y dirección electrónica: estocastica@correo.azc.uam.mx. Editora responsable Mtra. Marissa del Rosario Martínez Preece. Reserva de Derechos al Uso Exclusivo número 04-2011-102016113300-203, ISSN en trámite, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Responsable de la última actualización de este número, Unidad Azcapotzalco, División de Ciencias Básicas e Ingeniería, Departamento de Sistemas, Dra. María Guadalupe Henaine Abed; fecha de última modificación: 31 de julio de 2012. Tamaño del archivo 4.1 MB.

Las opiniones expresadas por los autores no necesariamente reflejan la postura del editor responsable de la publicación.

Queda estrictamente prohibida la reproducción total o parcial de los contenidos e imágenes de la publicación, sin previa autorización de la Universidad Autónoma Metropolitana.

CONTENIDO

Editorial

Riesgo crédito: un análisis empírico
de dos bancos en México

Fernando Cruz-Aranda
Esteban Colla-De-Robertis
Agustín Ignacio Cabrera-Llanos

85

¿Se desvanece el efecto-enero
en las bolsas de valores
del continente americano?

Domingo Rodríguez Benavides
Edgar Ortiz
Francisco López Herrera

101

Razones financieras y el spread
que pagan por su deuda emisoras
que cotizan en la Bolsa Mexicana
de Valores

César Gurrola Ríos
Roberto Santillán Salgado
Francisco Martín Villarreal Solís

123

Sovereign Bond's Credit Risk Immunization
in a Tax Income Volatility Environment:
The Case of a USD Denominated Mexican Bond

Salvador Cruz Aké
Francisco Venegas-Martínez
Agustín Ignacio Cabrera-Llanos

147

Editorial

En el presente volumen se ofrecen cuatro artículos, tres de ellos tratan el tema de riesgo, que vuelve a cobrar especial relevancia en el contexto internacional, dada la fragilidad del euro. Al respecto el Fondo Monetario Internacional en su *Informe sobre la estabilidad financiera mundial*, de abril de 2012, comenta: “los bancos europeos continúan sometidos a presiones generadas por los riesgos soberanos, la elevada cuantía de las renovaciones de créditos y la necesidad de reforzar las reservas de capital para recuperar la confianza de los inversionistas”.

En *Riesgo crédito: un análisis empírico de dos bancos en México*, Fernando Cruz-Aranda, Esteban Collar de Robertis y Agustín I. Cabrera Llanos, consideran el modelo estructural de Merton para determinar la probabilidad de incumplimiento de los bancos BBVA y Banorte, identificando como posibles determinantes para el primero los cambios en la tasa libre de riesgo, y para el segundo las variaciones en la prima de riesgo de mercado.

En el artículo *¿Se desvanece el efecto-enero en las bolsas de valores del continente americano?*, Domingo Rodríguez Benavides, Edgar Ortiz y Francisco López Herrera, ofrecen evidencia del desvanecimiento de dicho efecto, mediante dos especificaciones econométricas para los rendimientos accionarios de cada mercado analizado.

En *Razones financieras y el spread que pagan por su deuda emisoras que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores*, César Gurrola Ríos, Roberto Santillán Salgado y Francisco Martín Villarreal Solís proponen una metodología alternativa a la calificación crediticia tradicional para medir el riesgo de incumplimiento a partir de la información generada por las propias empresas.

Por último, preocupados por el tema de la cobertura del riesgo soberano, Salvador Cruz Aké, Francisco Venegas Martínez y Agustín I. Cabrera Llanos presentan en su artículo *Sovereign Bond's Credit Risk Immunization in a Tax Income Volatility Environment: The case of a USD denominated Mexican Bond*,

una forma novedosa de hacerlo utilizando el modelo de Merton de valuación de opciones y el modelo de volatilidad estocástica de Heston-Nandi.

Por otro lado, deseamos comunicar que a partir de este ejemplar usaremos la notación volumen en lugar de año, siguiendo los estándares internacionales, y dentro de cada volumen seguiremos publicando semestralmente, es decir dos números al año, tal y como lo habíamos venido haciendo.

Esperamos que todos los artículos resulten de interés para nuestros lectores y les reiteramos nuestra invitación para participar enviando sus colaboraciones a Estocástica: finanzas y riesgo.

Comité Editorial

Riesgo crédito: un análisis empírico de dos bancos en México

Fernando Cruz-Aranda*

Esteban Colla-De-Robertis**

Agustín Ignacio Cabrera-Llanos***

Fecha de recepción: 30 de noviembre de 2011

Fecha de aceptación: 2 de enero de 2012.

* Universidad Panamericana,
Campus México,
fcruz@up.edu.mx

** Universidad Panamericana,
Campus México,
ecolla@up.edu.mx

*** Instituto Politécnico Nacional
Unidad Profesional Interdisciplinaria de Biotecnología
aicllbuda@yahoo.com

RESUMEN

En este trabajo de investigación se considera el modelo estructural de Merton, que permite determinar la probabilidad de incumplimiento de una empresa como la probabilidad de que el valor de mercado de los activos sea menor que el valor de los pasivos a su fecha de vencimiento. Se utiliza el modelo para identificar los principales determinantes de la probabilidad de incumplimiento de Banorte y BBVA, dos de los principales bancos del sistema financiero mexicano. Como era de esperarse, la probabilidad de incumplimiento aumentó debido a la crisis originada por la caída en el valor de los títulos *subprime*. Además se observa que la probabilidad de incumplimiento es sensiblemente mayor para el banco más apalancado, BBVA. Finalmente, la probabilidad de incumplimiento de BBVA está fuertemente vinculada a cambios en la tasa libre de riesgo, mientras que ésta no influye significativamente en la probabilidad de incumplimiento de BANORTE, que es más sensible a las variaciones en la prima por riesgo de mercado.

Clasificación JEL: G12, G21 and G32

Palabras clave: Riesgo crédito, probabilidad de incumplimiento y bancos

Credit Risk: Two mexican banks empiric analysis

ABSTRACT

In this research, Merton's structural model is considered, which allows to determine the probability of default of a firm as the probability that the market value of its assets falls below the firm's liabilities at their maturity date. The model is used to identify the main determinants of the probability of default for BANORTE and BBVA, two of the most important banks in the Mexican Financial System. Just as expected, the probability of default increased due to the crisis unraveled by the fall in the price of subprime bonds. Also, it is sensibly higher for the more leveraged bank, BBVA. Finally, BBVA's probability of default is strongly linked to changes in the risk free rate, while for BANORTE, it is more sensible to changes in the market risk premium.

JEL Classification: G12, G21 and G32

Key words: Credit Risk, Default Probability and Banks

1. Introducción

En los últimos treinta años se han desarrollado un gran número de modelos de *riesgo crédito*, de manera profunda la tasa de recuperación y con mayor precisión la relación que guarda con la probabilidad de incumplimiento de un deudor. Los modelos están clasificados en dos grandes categorías, de las cuales se tienen modelos de valuación de créditos y modelos de valor en riesgo crediticio de portafolios, VaR. Asimismo, los modelos de valuación de créditos están clasificados como: modelos de forma estructural de primera generación; modelos de forma estructural de segunda generación y modelos en forma reducida.

Las tres principales variables que afectan el riesgo crédito de un activo financiero son: *la probabilidad de incumplimiento PD (The Probability of Default)*; *las pérdidas dado el incumplimiento*; y *la exposición al incumplimiento*. En la primera categoría de modelos de riesgo crédito han sido basados en el modelo de Merton (1974) en la que se utiliza el marco teórico de valuación de opciones (Black y Scholes, 1973). En dicho modelo el proceso de incumplimiento de una empresa es conducido por los activos de dicha compañía relativo a sus pasivos y el riesgo de un incumplimiento de la empresa y ligado a la variabilidad del valor de los activos de ésta. El incumplimiento ocurre cuando el valor de los activos de la empresa, es decir el valor de mercado de la empresa, es menor a sus pasivos. El pago a los prestamistas en el término del plazo de la deuda es mucho menor que el valor nominal (*face value*) de la deuda o el valor de mercado de los activos de la empresa. Al suponer que la deuda de la empresa queda completamente representada por un bono cupón cero y si el valor de la empresa en la fecha que madura el bono es mayor que el valor nominal del bono, entonces el tenedor del bono ejercerá su derecho obteniendo el valor nominal del bono. Cabe señalar que si el valor de la empresa es menor que el *valor nominal* del bono, los accionistas no obtendrán nada y los tenedores de los bonos regresarán al valor de mercado de la empresa. El pago a los acreedores corresponde a un portafolio compuesto por un valor "*L*" y una opción de venta (*put*); que representa el derecho a vender en una fecha determinada sobre los activos de la empresa a un precio de entrega *L*. De esta

manera, Merton derivó una fórmula explícita para bonos con riesgo, los cuales pueden ser utilizados para estimar la *probabilidad de incumplimiento* de una empresa y estimar el cambio en el rendimiento de un bono riesgoso y uno libre de riesgo.

Asimismo, dentro de los modelos estructurales de primera generación, también se encuentra el modelo (Black y Cox, 1976) en la que consideran la posibilidad de estructuras de capital más complejas que incluye deuda subordinada; mientras que (Geske, 1977) introduce deuda con pago de intereses; Mientras que (Vasicek, 1984) toma en cuenta la diferencia entre pasivos de largo y corto plazo. Por otra parte (Vassalou y Hing, 2004) utilizan el modelo de Merton de manera interactiva para determinar la probabilidad de incumplimiento de una empresa; y al día de hoy los modelos de Merton y el modelo KMV, (Kealhofer, S., 2003; Jorion, P., GARP, 2009), son considerados por los practicantes de la materia dentro de los más exitosos de los modelos de valuación de créditos.

Bajo este tipo de modelos, todos los elementos relevantes del riesgo crédito, incluyendo incumplimiento y tasa de recuperación, son una función de las características de la empresa: nivel de activos, volatilidad de los activos (riesgo negocio) y apalancamiento (riesgo financiero). La tasa de recuperación es de ahí una variable endógena, como el pago de los acreedores es una función del valor residual de los activos de la empresa incumplida. Bajo el marco teórico de Merton la probabilidad de incumplimiento y la tasa de recuperación están inversamente relacionados. Es decir, si el valor de la empresa se incrementa entonces su probabilidad de incumplimiento tiende a disminuir mientras que la tasa de recuperación esperada al incumplir crece. Por otro lado, si se incrementa la deuda de la empresa su probabilidad de incumplimiento crece mientras que la tasa de recuperación esperada al incumplir decrece. Además, si la volatilidad de los activos de la empresa se incrementa su probabilidad de incumplimiento crece mientras que la tasa de recuperación esperada al incumplir decrece, esto debido a que los posibles valores de los activos pueden ser bastante bajos relativo a los niveles de los pasivos. En esta investigación, en particular, se considera un modelo de riesgo crédito, en particular el modelo estructural de Merton que permite determinar la evaluación de la probabilidad de incumplimiento, de dos bancos comerciales, como la probabilidad de que el valor de mercado de los activos sea menor que el valor de los pasivos a su fecha de vencimiento. Asimismo, se muestra un análisis de la evolución.

En este trabajo de investigación, en una segunda sección, se describe el modelo estructural de Merton y su algoritmo para determinar el valor de los activos de la empresa. En una tercera sección se aplica el modelo de riesgo crédito a la empresa. En una cuarta sección se dan las conclusiones del modelo de riesgo crédito en el que se han determinado el valor de los activos de la empresa, la probabilidad de incumplimiento, las *betas* de la empresa, es decir se puede observar la evolución de éstos en el tiempo t .

2. El modelo estructural de Merton: Valuación de la probabilidad de incumplimiento de una empresa

Los modelos estructurales del riesgo de incumplimiento son modelos de causa y efecto. Se pueden identificar las condiciones bajo la cual se espera el prestatario, es decir quien recibe dinero en préstamo, incumpla y por consiguiente estimar la probabilidad de que éstas se den para calcular la probabilidad de incumplimiento del prestatario.

La probabilidad de incumplimiento se espera que ocurra si el valor de los activos (*asset value*), es decir el valor de la empresa, no es lo suficiente para cubrir los pasivos de la empresa. Recordemos que el valor de los activos es igual al valor del capital social (o patrimonio neto) más el valor de los pasivos. Si el valor de los pasivos es mayor que el valor de los activos los tenedores del capital social (*equity holders*) tendrían la opción de dejar la empresa a los acreedores y dado que el valor de los activos es menor que la de los pasivos, el reembolso de los acreedores no sería completamente cubierto e implicaría que la empresa caería en incumplimiento.

Una alternativa para calcular la probabilidad de incumplimiento de una empresa es utilizar un modelo estructural, en particular la teoría de valuación de opciones o modelos de contingencia. Uno de los modelos más sofisticados para realizar dichos cálculos es el modelo (Merton, R. C., 1974). Asimismo se utilizará el Modelo de Black y Scholes para determinar el valor del capital social (*equity value*), patrimonio neto, en la que se supone que los activos de la empresa siguen una determinada distribución, en particular una distribución de tipo normal.

En el modelo estructural de Merton se considera que el incumplimiento de la empresa ocurre si el valor de sus activos está por abajo de un valor criti-

co asociado con los pasivos de la empresa. Note que el valor de los activos es igual al *capital social* más el apalancamiento, deuda; es decir:

$$A_t = E_t + L_t.$$

En este modelo, los supuestos son:

- I) Los pasivos de la empresa consisten sólo de un Bono cupón cero con un valor L y con un plazo de T ;
- II) No hay pago de dividendos hasta la fecha de vencimiento, T ;
- III) Los *tenedores* del capital social esperan hasta T antes de decidir si incumplen o no;
- IV) La probabilidad de incumplimiento es la probabilidad de que al tiempo T , el valor de los activos esté por abajo del valor de los pasivos;
- V) El valor de los activos de la empresa siguen una distribución *log-normal*;

Para llevar a cabo dichos cálculos se considera la hoja de balance de la empresa, en particular el valor de los activos de la empresa, el capital social (patrimonio neto) y se determinan los pasivos de la empresa. Se especifica la función de distribución que sigue el valor de los activos de la empresa a la fecha de madurez T , en particular el *log-normal*.

Sea σ^2 la varianza anual del logaritmo del valor de los activos. Mientras que la esperanza del cambio en el logaritmo del valor de los activos es $E[\ln(X)] = \mu - \sigma^2/2$ en la que μ es el parámetro de difusión.

La probabilidad de incumplimiento se calcula como

$$Prob(Default) = \Phi(-DD), \quad (1)$$

donde

$$DD = \frac{\ln\left(\frac{A_t}{L}\right) + (\mu - \sigma^2)(T-t)}{\sigma \sqrt{T-t}}, \quad (2)$$

y en la que A_t , L , μ y σ^2 se conocen. Siendo DD la magnitud o distancia al incumplimiento, es decir mide el número de desviaciones estándar del valor esperado del activo A_T para alcanzar el incumplimiento. De esta manera se

calculará la probabilidad de incumplimiento, sin embargo en la práctica para una empresa típica no se conoce el valor de mercado de los activos, es decir, no se conoce el valor del activo A_t al tiempo t , lo que se observa son los valores en libros de los activos y seguramente puede que diverge del valor de mercado. Por tal motivo no se podría estimar la volatilidad del activo, σ .

Para resolver este problema se utiliza la teoría de valuación de opciones, es decir, la fórmula para valuar una opción de compra de tipo Europeo y se relaciona con los parámetros de la empresa, es decir, relacionar las variables observables y las no observables (A_t, σ) como se muestra en la siguiente subsección.

2.1 Valuación de los activos de una empresa, (Merton, 1974)

Considerando el modelo de valuación de una opción de compra Europea (Black F. y Scholes M., 1973) y adaptado por (Merton R. C., 1974) para la valuación de los activos de la empresa se desprende un conjunto de ecuaciones a resolver, como se observara en esta sección. La teoría de valuación permitirá relacionar las variables observables y las no observables. Para empresas cuyos estados financieros son de dominio público y cotizan en bolsa, se puede observar el valor de mercado del capital social, es decir se observa que el valor de capital social es el precio de la acción, multiplicado por el número de acciones en circulación.

Si el valor de los activos está por abajo del valor de los pasivos, el valor del capital social será cero y en este caso los tenedores de bonos reclamaran los activos de la empresa. Mientras que, sí el valor del activo es mayor que el valor nominal del Bono cupón cero los tenedores del capital social, recibirán un valor llamado el residual y el pago final (*pay-off*) se incrementará en forma lineal con el valor de los activos de la empresa. Es decir, se calcula el valor esperado del valor del activo y el pasivo de la empresa al tiempo T , es decir, el pago final de una opción Europea de compra, esto es

$$E\{A_T - L|F_t\} = \max(A_T - L, 0)$$

Donde es la información disponible al tiempo t . El subyacente de la opción de compra (*call*), son los activos de la empresa y el precio de ejercicio (*strike*) es el pasivo L . Por otra parte el pago final a los tenedores de los bonos les corresponde para un portafolio compuesto de un bono cupón cero libre de

riesgo con valor nominal L , es decir el pasivo de la misma y una opción de venta (*put*), derecho a vender en una fecha determinada sobre los activos de la empresa y a un precio de entrega de " L ".

Si la empresa no paga dividendos, el valor del capital social puede ser calculado con la fórmula Black y Scholes para una opción de compra Europea al tiempo t con precio de ejercicio L y vencimiento en T , escrito como $E_t = E_t(A_t, t; T, L, r, \sigma)$. El valor de los activos, A_t , es guiado por una ecuación diferencial estocástica dada por

$$dA_t = \mu A_t dt + \sigma A_t dW_t, \quad (3)$$

donde μ es el rendimiento de los activos y σ la volatilidad de los rendimientos de los activos de la empresa. Entonces, el patrimonio de los accionistas, E_t , al tiempo t es el valor esperado del máximo de $A_t - L$ y cero dada la información del mercado al tiempo t . Esto es,

$$E_t = e^{-r(T-t)} E \{ \max(A_T - L, 0) | F_t \}.$$

Entonces,

$$\begin{aligned} E_t &= e^{-r(T-t)} \int_0^\infty \max(A_T - L, 0) f_{A_T|a_t}(a|A_t) da \\ &= e^{-r(T-t)} \int_L^\infty \max(a - L, 0) f_{A_T|a_t}(a|A_t) da, \end{aligned}$$

donde $f_{A_T|a_t}$ es la función de densidad de probabilidad. Por lo tanto, se tiene

$$E_t = A_t \Phi(d_1) - L_t e^{-r(T-t)} \Phi(d_2), \quad (4)$$

en la que $\ln(A_T) \sim \mathcal{N} \left(\ln(A_t) + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) (T - t), \sigma^2 (T - t) \right)$, donde

la función $\Phi(d)$ es la función de distribución acumulada de $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0,1)$, es decir,

$$\Phi(d) = \mathbb{P}_{\varepsilon} \{ \varepsilon \leq d \} = \int_{-\infty}^d \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-1/2\varepsilon^2} d\varepsilon = 1 - \Phi(-d), \quad (5)$$

$$d_1 = d_1(A_t, t; T, L, r, \sigma) = \frac{\ln\left(\frac{A_t}{L}\right) + \left(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}; y \quad d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T-t}. \quad (6)$$

Observe que se conoce E_t y L pero se requiere conocer A_t y σ ; de manera equivalente se requiere determinar d_1 y d_2 . Por lo que se utiliza información histórica para determinarlos, esto es E_T con $T < t$.

Se desea calcular el valor de los activos al tiempo t , A_t y su volatilidad σ . Despejando A_t de la ecuación (4),

$$A_t = \left[E_t + L e^{-r_t(T-t)} \Phi(d_2) \right] \frac{1}{\Phi(d_1)}. \quad (7)$$

Ahora, si se consideran un histórico de n días, se obtiene el siguiente sistema de ecuaciones:

$$A_{t-i} = \left[E_{t-i} + L_{t-i} e^{-r_{t-i}(T-(t-i))} \Phi(d_2) \right] \frac{1}{\Phi(d_1)}, \quad (8)$$

con $i=0,1,2,\dots, 252$; donde los valores d_1 y d_2 se calculan en los tiempos $t, t-1, \dots, t-252$ respectivamente. Se consideran que las tasas de interés r_i con $i=t, t-1, \dots, t-252$ varían con el tiempo con el objeto de tener una aproximación con el mercado. Por lo que se presenta un sistema de 253 ecuaciones con 253 incógnitas y con una volatilidad que se puede estimar a través de una serie de valores de los activos A_t . Por simplicidad se puede considerar que los pasivos de la empresa tienen un periodo de maduración de un año.

Cabe señalar que en una empresa se tienen pasivos con distintas fechas de vencimiento, por lo que puede determinarse una fecha de vencimiento promedio, y puede considerarse una primera aproximación, es decir de $\Delta t = T - t = 1$ año, lo que implicará el poder determinar la probabilidad de incumplimiento a un año. La volatilidad σ es estimada a partir de la serie de tiempo para A_t .

El sistema de ecuaciones se resuelve en forma interactiva hasta alcanzar un nivel de convergencia en la que se especifica, que el proceso se detiene, si la suma de la diferencia de los cuadrados entre valores consecutivos de los activos está por abajo de un error de 10^{-8} , es decir si el error es

$$\|A(k + 1) - A(k)\| < \varepsilon = 1 \times 10^{-8} \quad (9)$$

Básicamente, en un primer paso, se calculan los valores iniciales de los activos A_{t-i} para $i=0, 1, 2, \dots, 252$. Es decir, el valor del activo A_{t-i} es igual a la suma del valor del capital social en el mercado, E_{t-p} y el valor en libros de los pasivos de la empresa, L_{t-i} . La volatilidad σ es igual a la desviación estándar del logaritmo de los rendimientos calculados con los A_{t-i} . En un segundo paso, se realizan k iteraciones ($k=1, 2, \dots$). Esto es, se inserta el valor de los activos A_{t-i} y σ obtenidos en el paso anterior considerando la fórmula Black y Scholes para d_1 y d_2 , ecuaciones (6), con el objeto de calcular los nuevos valores de los activos A_{t-i} . Y se utilizan los nuevos valores A_{t-i} para estimar el valor del volatilidad del activo (*asset volatility*). El proceso continúa hasta alcanzar convergencia con un determinado error especificado como se mencionó anteriormente. El proceso, anterior se puede describir para k iteraciones de la siguiente manera: Sea $A(k)$ el activo evaluado en la k -ésima iteración

$$A(k) \equiv [A_0(k), A_{-1}(k), \dots, A_{-252}(k)].$$

Análogamente, se tiene el capital social

$$E(k) \equiv [E_0(k), E_{-1}(k), \dots, E_{-252}(k)]$$

y los pasivos dados por $L(k) \equiv [L_0(k), L_{-1}(k), \dots, L_{-252}(k)]$.

2.2 Volatilidad de los rendimientos del activo y estimación del rendimiento esperado con el modelo de valuación de activos de capital, CAPM.

Ahora, se calcula la volatilidad anualizada de los rendimientos de los activos en el periodo de tiempo $T-t$. Se considera el logaritmo de los rendimientos, es decir

$$\ln(R_{0,T} = P_T/P_0) = \sum_{i=1}^T \ln(R_i), \quad (10)$$

en la que $\ln(R_i) = r_i$. Ahora, si los rendimientos son independientes en los periodos, la varianza de los rendimientos es la suma de las varianzas es decir $\text{Var}(r_{0,T}) = \sum_{i=1}^T \text{Var}(r_i)$ de donde la volatilidad del rendimiento de los activos es

$$\sigma(r_{0,T}) = \sqrt{T} \sigma(r_t). \quad (11)$$

La beta, β , de los activos con respecto al índice del mercado (el rendimiento del índice de precios y cotizaciones, IPC), se estima mediante el modelo CAPM para los rendimientos sobre el activo i ; es decir,

$$E[R_i] = R + \beta(E[R_M] - R), \quad (12)$$

donde R es la tasa de retorno libre de riesgo, $R = \exp(r) - 1$ y $E[R_M] - R$ es la prima de riesgo mercado. Se consideraran los rendimientos del IPC de la Bolsa Mexicana de Valores como una aproximación al rendimiento del mercado dado por R_M , es decir el rendimiento del portafolio del mercado.

Entonces, se calcula el exceso de los rendimientos ϵ_r de los activos de la empresa y del IPC. Esto es $\epsilon_r = (A_t/A_{t-1}) - (1 + R_t/252)$. Asimismo, el exceso de los rendimientos sobre el IPC, es decir $\epsilon_{r-IPC} = (P_t^{IPC}/P_{t-1}^{IPC}) - (1 + R_t/252)$, donde el número 252 corresponde al número de días que cotizan las acciones en la bolsa.

La estimación de la beta en el tiempo t se calcula considerando una regresión lineal con los datos de los excesos de los rendimientos de los valores de los activos y los rendimientos del IPC, es decir la pendiente. Se estima el valor de la prima de riesgo mercado, $E[R_M] - R$, para calcular el rendimiento esperado de los activos de la empresa, $E[R_i]$, y se calcula μ como el logaritmo de los rendimientos, es decir $\mu = \ln(1 + E[R_i])$. Con los valores de μ , σ , y el valor de los activos en la iteración $k+1$, se calcula la probabilidad de incumplimiento, ecuaciones (1) y (2).

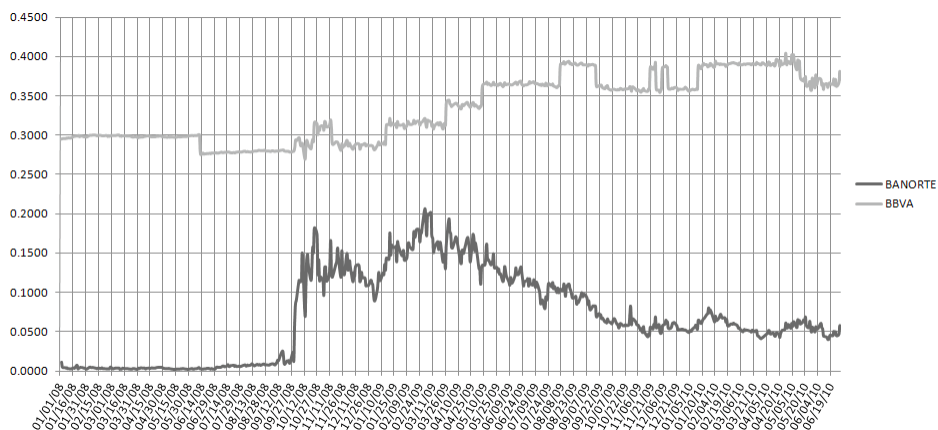
3. Probabilidad de incumplimiento en dos bancos

A continuación se calcula la probabilidad de incumplimiento de la empresa BANORTE (Banco comercial) y BBVA (Banco comercial) a lo largo de un periodo de tiempo $T-t$, así como las Beta de los activos, la tendencia (drift), y la distancia al incumplimiento. Se muestra el apalancamiento en cada uno de los bancos. Para ello, se analiza el período de tiempo del 2 de enero de 2008 al 30 de junio de 2010.

La Gráfica 1 muestra la evolución de la probabilidad de incumplimiento para BANORTE (trazo fino) y BBVA (trazo grueso). En ambos casos, la probabilidad de incumplimiento aumenta al desencadenarse la crisis de los títulos *subprime* (septiembre del 2008). La probabilidad de incumplimiento de BBVA es sensiblemente mayor que la de BANORTE. En buena medida esta diferencia se debe a que el apalancamiento de BBVA medido como deuda/(deuda + *capital social*) es significativamente mayor —superior al 98%— que el de BANORTE —entre 70% y 80%—, aún durante los días posteriores a la adquisición de activos de Afore IXE (septiembre del 2009) y compra del Grupo Financiero IXE (2010), período en el que el apalancamiento de BANORTE pasa a situarse entre el 90 y el 95% (vease Gráfica 2).

En la Gráfica 1 también puede observarse que la probabilidad de incumplimiento de BBVA está fuertemente vinculada a cambios en la tasa libre de

Gráfica 1. Evolución de la probabilidad de Default
02/01/2007 al 30/06/2011.



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 2. Apalancamiento,
02/01/2007 al 30/06/2011.

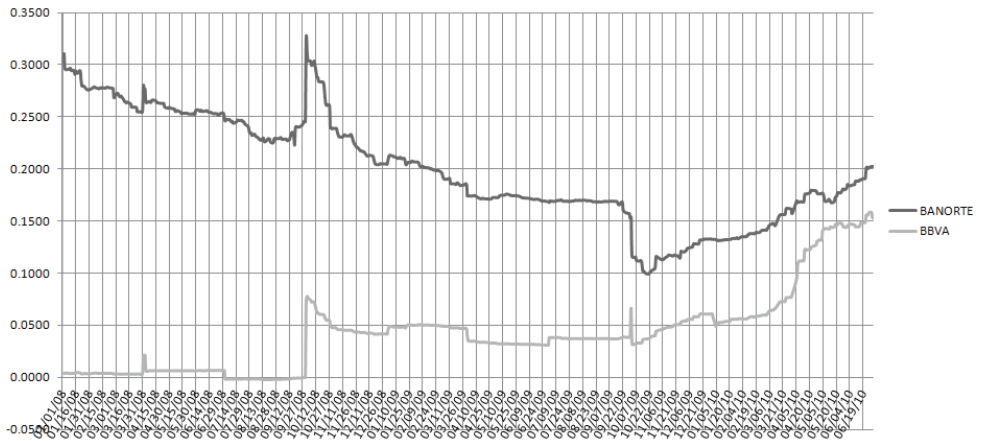
Fuente: Elaboración propia.

riesgo (aproximada por el rendimiento de las CETES 28 días). Por el contrario, la evolución de las CETES no influye de forma significativa en la probabilidad de incumplimiento de BANORTE. Este hecho se explica al comparar la correlación (beta) entre el *spread* de los títulos y el de mercado (medido por la diferencia entre el IPC y el rendimiento de CETES 28 días) para ambos bancos. El beta de BANORTE es mayor que el de BBVA durante todo el período analizado, como lo muestra la Gráfica 3. Como consecuencia, el rendimiento de los activos de BANORTE es más sensible al riesgo no diversificable (*spread* del mercado) que el rendimiento de los activos de BBVA. La Gráfica 4 evidencia este hecho. La volatilidad del rendimiento de BBVA (trazo grueso) es mucho menor que la de BANORTE (trazo fino).

4. Conclusiones

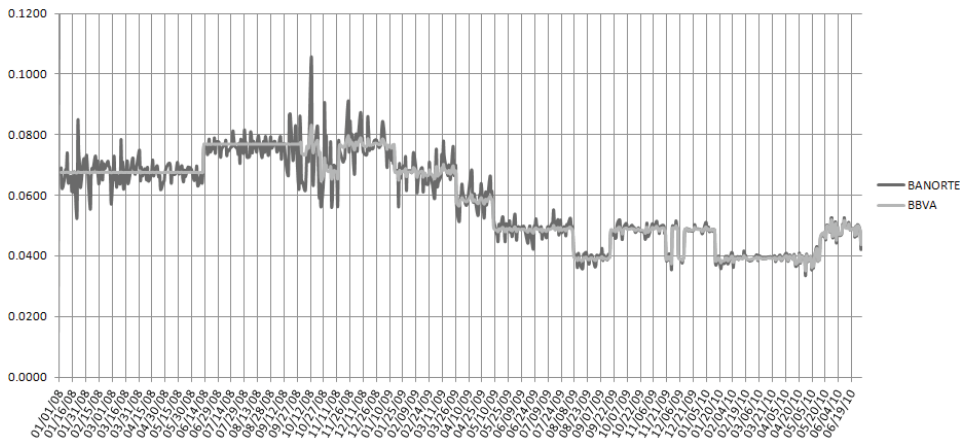
En este trabajo se utilizó el modelo estructural de Merton para determinar la evolución de la probabilidad de incumplimiento de dos de los principales bancos del sistema financiero mexicano: Banorte y BBVA. Se estimó la probabilidad de incumplimiento en una determinada fecha, a partir de la serie histórica de valores de mercado del capital social de cada banco, y del valor

Gráfica 3. Beta
02/01/2007 al 30/06/2011.



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 4. Rendimientos.



Fuente: Elaboración propia.

contable de sus pasivos, durante el año anterior a dicha fecha, y se corrió la ventana de un año para obtener la evolución de dicha probabilidad durante el período enero-2008 a junio-2010.

Como era de esperarse, la probabilidad de incumplimiento aumentó en octubre del 2008, durante el evento de la caída en el precio de los bonos subprime, que desencadenó la crisis financiera reciente. Además, la probabilidad de incumplimiento está fuertemente determinada por el apalancamiento del banco y por la beta de sus acciones. En particular, la probabilidad de incumplimiento de BBVA, el banco más apalancado, es sensiblemente mayor que la de Banorte. Por otro lado, la probabilidad de incumplimiento de BBVA es muy sensible a variaciones en la tasa libre de riesgo, y es poco afectada por cambios en la prima por riesgo de mercado. Sucede lo contrario en el caso de Banorte: la probabilidad de incumplimiento de este banco es más sensible a cambios en la prima por riesgo de mercado. Como los títulos de Banorte están más correlacionados con el mercado que los de BBVA (tienen un beta mayor), el rendimiento de Banorte es más volátil que el de BBVA, y por lo tanto, la probabilidad de incumplimiento también lo es.

La identificación de los determinantes de probabilidad de *default* en bancos puede ser de utilidad para el diseño de políticas macro-prudenciales, destinadas a prevenir eventos de riesgo sistémico o acotar las pérdidas económicas causadas por estas crisis. En particular puede ser de interés analizar la sensibilidad de la probabilidad de incumplimiento de instituciones financieras, frente a cambios en el grado de apalancamiento, la diversificación de su portafolio de crédito (que determina la correlación entre el capital del banco y el mercado) y cambios en el instrumento de política monetaria (factor que incide en la tasa libre de riesgo). Este análisis, y la identificación de estrategias macro-prudenciales adecuadas a cada caso representarían líneas promisorias de investigación.

Bibliografía

- Black, F. y Cox (1976). "Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions". *Journal of Finance* 31, núm. 2, pp. 351-367.
- _____. y Scholes M. (1973). "The Pricing of Options and Corporate Liabilities". *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, núm. 3, pp. 637-654.

- Geske, R. (1977). "The Valuation of Corporate Liabilities as Compound Options". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 12. Núm. 2, pp. 541-552.
- Jorion, P., GARP (2009). *Financial Risk Manager Handbook*. John Wiley & Sons, Inc. Fifth Edition.
- Kealhofer, S. (2003). "Quantifying Credit Risk I: Default Prediction". *Financial Analysts Journal* 59, pp. 30-44.
- Merton, R. C. (1973). "Theory of Rational Option Pricing". *Journal of Economic and Management Science*. Vol. 4, núm. 1, pp. 141-183.
- _____. (1974). "On the Pricing of Corporate Debt". *Journal of Finance*, pp. 449-470.
- Vasicek, Oldrich A. (1984). *Credit Valuation*. KMV Corporation, March.
- Vassalou, M. and Xing, Y. (2004). "Default Risk in Equity Returns", *Journal of Finance* 59, pp. 831-868.

¿Se desvanece el efecto-enero en las bolsas de valores del continente americano?

Domingo Rodríguez Benavides*

Edgar Ortiz**

Francisco López Herrera***

Fecha de recepción: 12 de marzo de 2012

Fecha de aceptación: 16 de mayo de 2012

* Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco, Departamento de Administración, domr@economia.unam.mx

** Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Ciencias Políticas y Sociales, edgaro@servidor.unam.mx

*** Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración, División de Investigación francisco_lopez_herrera@yahoo.com.mx

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es averiguar si el denominado efecto enero se ha estado desvaneciendo en los principales mercados de capitales de América. Para tal fin, en el análisis se emplean dos especificaciones econométricas uniecuacionales para los rendimientos accionarios de cada mercado: *i*) una de tipo convencional que emplea variables *dummy* estacionales, y *ii*) un modelo de series de tiempo estructurales. Los resultados de las estimaciones del modelo convencional para distintos tamaños de muestra para los mercados accionarios revelan que el efecto enero está presente sólo en el mercado de Brasil y que éste tiende a desaparecer cuando la muestra se acota a periodos más recientes. Los resultados de las estimaciones del modelo estructural tienden a reforzar el anterior resultado.

Clasificación JEL: C22, G11 y G15.

Palabras clave: mercados accionarios, efecto enero, rendimientos accionarios, efectos estacionales, modelos del espacio de estados.

Does the January effect fade in the Americas' stock markets?

ABSTRACT

The aim of this paper is to determine if the so-called January effect has been fading at major stock exchanges in the Americas. To this end, in the analysis we use two single-equation econometric specifications for the returns in each market: i) a standard one that uses seasonal dummies, and ii) a structural time series model. The results provided by the estimations of the standard model for different sample size show that the January effect is present only in the Brazilian market but it fades when the sample is bounded to more recent periods. The results of the structural model estimations reinforces the previous result.

1. Introducción

El efecto enero es un patrón que se ha observado principalmente en los precios de las acciones, aunque también existe evidencia de la existencia de este efecto en otros mercados financieros. Dicho efecto consiste en una tendencia a rendimientos más elevados en el mercado de valores en el mes de enero, especialmente en las acciones de empresas pequeñas, dando lugar a un movimiento alcista generalizado. Esto es, debido al efecto enero presumiblemente se producen anómalamente mayores rentabilidades positivas en ese mes que en el resto del año. Este hecho ha sido ampliamente documentado en los mercados de capitales de diversos países y se atribuye a diversas razones: un premio por tamaño para las empresas más pequeñas; la venta de acciones en diciembre para realizar pérdidas fiscales; o el maquillaje de los inversionistas institucionales que venden al final de año determinadas acciones con objeto de aparentar menor riesgo como lo sugieren Hai y Qingzhong (2003).

Otra de las explicaciones que se han ofrecido sobre la existencia del efecto enero es que a partir de ese mes las empresas comienzan a difundir noticias de las ganancias del ejercicio económico recién concluido. Los resultados encontrados por Hai y Qingzhong (2003) sugieren que existe una relación entre el anuncio anual del resultado financiero del ejercicio anterior y la presencia del efecto enero, por lo que la existencia de ciclos en los rendimientos de ese mes podría ser atribuida a los anuncios de variables fundamentales de la empresa, como las ganancias del ejercicio previo, la rentabilidad y los cambios en la situación financiera.

Independientemente de cuál pueda ser la explicación sobre la presencia del efecto enero, esta regularidad empírica observada ha producido interés en el ámbito académico, a partir de los trabajos de Rozeff y Kinney (1976) seguidos por los de Keim (1983) y Lakonishok y Smidt (1988) entre otros, puesto que su existencia, al igual que la de otros patrones como el efecto día de la semana o los patrones observables durante el día de operaciones, no sería congruente con el funcionamiento de un mercado eficiente en el cual se eliminarían tales patrones al ser detectados por los inversionistas. Es esta

razón por la cual al efecto enero se le clasifica entre las llamadas anomalías del mercado.

Naturalmente la existencia del efecto enero en un mercado resulta también de gran interés para los inversionistas, puesto que su presencia les permitiría diseñar estrategias de inversión para aprovechar los beneficios derivados de la presencia de ese efecto. En particular, es de destacarse que los llamados mercados accionarios emergentes se han convertido en objetivos de los inversionistas internacionales de portafolio, motivados por los procesos de liberalización que se han llevado a cabo en los países sede de tales mercados por el afán de captar inversión extranjera de portafolio que complementa el ahorro interno. A pesar de que la importancia de los mercados emergentes es mayor cada día, sigue siendo marginal el lugar que ocupan en la agenda de la investigación académica financiera, razón por la cual es necesario llevar a cabo más investigación para conocer su comportamiento.

Por lo anterior, el propósito de este trabajo es mostrar la evidencia recabada mediante dos modelos econométricos para analizar la presencia del efecto enero en los principales mercados accionarios de América, es decir, los mercados latinoamericanos de capitales más importantes (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú) y los mercados de América del Norte (Canadá y Estados Unidos).

El documento tiene la siguiente estructura: en la sección 2 se ofrece un recuento de los aspectos relevantes que han surgido en la literatura sobre el tema; la sección 3 presenta el marco del modelado econométrico empleado para el análisis empírico cuyos resultados se presentan en la sección 4. Finalmente, se dedica la última sección para la presentación de las conclusiones.

2.- Aspectos relevantes de la literatura sobre el efecto enero

La primera evidencia sobre la existencia de rendimientos más altos durante el mes de enero se encontró en el mercado accionario de Estados Unidos. En un estudio pionero Rozeff y Kinney (1976) reportaron que de 1904 a 1974 el rendimiento promedio del mercado bursátil de Nueva York era notoriamente más alto en enero, ocho veces, que el promedio para cualquier otro mes del año. Posteriormente Keim (1983) encontró que en enero eran más altos los promedios de los rendimientos diarios del NYSE y el AMEX. Al estudiar el índice S&P 500, Fama (1991) también encontró evidencia de la existencia del

efecto enero. Los resultados de Keim (1989) sugieren que al menos una parte del efecto enero observado en los mercados de valores estadounidenses podría explicarse como consecuencia de tendencias sistemáticas inducidas por la forma de cálculo de los rendimientos.

Otra explicación posible para los altos rendimientos observados durante enero sería la llamada hipótesis de venta por motivos fiscales: en diciembre se venden activos que han tenido caídas en el mercado (reportando pérdidas al fisco) y se compran a inicios de enero (produciéndose un mercado alcista para los respectivos títulos). Los estudios de Reinganum (1983) y Branch (1977) sugieren tal posibilidad, pues en ambos casos se encontró que las acciones que declinaban pronunciadamente en diciembre producían rendimientos extraordinarios en enero del año siguiente, superando considerablemente al rendimiento promedio del mercado.

No obstante, se ha encontrado evidencia de que las estrategias de los inversionistas siguiendo criterios fiscales no explican necesariamente la presencia de rendimientos extraordinarios en enero. Por ejemplo, Jones, Pearce y Wilson (1987) estudiaron el comportamiento de los rendimientos de 1821 a 1917, periodo en el cual no existía todavía en Estados Unidos el impuesto a las ganancias de capital, encontrando también evidencia empírica del efecto enero en los rendimientos y de magnitud comparable al observado en los estudios que lo han reportado para periodos posteriores en ese mercado.

Aunque no se ha resuelto la controversia respecto a su causa, en la literatura financiera se siguen reportando evidencias de la presencia del efecto enero en el mercado bursátil estadounidense, por ejemplo, Haug y Hirschey (2006) encuentran la presencia de tal efecto para periodos más recientes y confirman también la existencia del efecto enero como lo ha establecido la evidencia de la investigación previa. Sin embargo, de acuerdo con el análisis del índice Promedio Industrial del Dow Jones (DJIA), cubriendo el periodo 1970-2005, Moosa (2007) reporta que ha disminuido la importancia del efecto enero; sus resultados muestran la presencia de rendimientos extraordinarios en el mes de julio. Es decir, se estaría hablando entonces del surgimiento de otro patrón estacional el cual también será necesario considerar en estudios subsiguientes.

Desde hace varios años también se ha detectado la presencia del efecto enero en mercados diferentes al de Estados Unidos. Gultekin y Gultekin (1983) extendieron el análisis a otros dieciséis mercados accionarios del mundo además del de Estados Unidos, observando igualmente que en com-

paración con los otros meses del año en enero se observaban rendimientos más altos en la mayoría de los mercados analizados. En los estudios de Kato y Shallheim (1985) y Jaffe y Westerfield (1985) se reportan resultados similares en la bolsa de Tokio.

Cabe destacar que la investigación sobre la presencia del efecto enero en mercados emergentes es más reciente. Balaban (1995) estudia el mercado accionario turco y encuentra evidencia de que los rendimientos son más elevados en el mes de enero durante el periodo 1988-1993. Zhang y Li (2006) estudian tres índices del mercado accionario de China, dando cuenta de la presencia del efecto enero en distintos periodos. Asteriou y Kavetsos (2006) buscan evidencia de la presencia de dicho efecto en los mercados accionarios de República Checa, Eslovaquia, Eslovena, Hungría, Lituania, Polonia, Rumanía y Rusia, durante el periodo de 1991 a principios de 2003. De acuerdo con sus resultados, existe evidencia estadísticamente significativa tanto del efecto enero como de efectos estacionales en esos mercados, siendo más fuerte dicha evidencia en los casos de los mercados de Hungría, Polonia y Rumanía.

Analizando el comportamiento del mercado accionario mexicano, Cabello y Ortiz (2003) reportan evidencia de un rendimiento positivo en el mes de enero durante el periodo 1986-2001, midiendo los rendimientos tanto en pesos mexicanos como en dólares de Estados Unidos. Sin embargo, al dividir la muestra en subperiodos esos investigadores encuentran que dicho efecto se desvanece tanto en los rendimientos medidos en la moneda local como en los rendimientos en dólares. Cabello y Ortiz (2004) también extienden sus análisis para detectar la presencia del efecto enero en los mercados de valores de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela, identificando el efecto enero en los mercados de Argentina, Chile y México. De manera un tanto sorpresiva, Cabello y Ortiz (2004) encuentran que precisamente en el mes de enero el mercado accionario de Perú ofrece los peores rendimientos del año.

Finalmente, cabe mencionar que el efecto enero no es una anomalía exclusiva de los rendimientos de los mercados accionarios, como muestran Al-Khazali (2001) y Starks et al. (2006), quienes encuentran evidencia de este efecto para el mercado de bonos, y por Rendon y Ziemba (2007) para el mercado de futuros. No obstante, en este trabajo nos limitamos a analizar la presencia del efecto enero en los principales mercados accionarios del hemisferio occidental.

3.- Modelado econométrico

Los rendimientos de los mercados accionarios se calculan de la siguiente forma:

$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \quad (1)$$

donde P_t es el valor al cierre mensual de cada uno de los índices accionarios para cada país y \ln es el logaritmo natural.

3.1 Análisis convencional del efecto enero

De acuerdo con Moosa (2007), el análisis convencional de la estacionalidad se basa típicamente en un modelo de rezagos distribuidos (ADL, por sus siglas en inglés), de la siguiente forma:

$$r_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \phi_i D_t^i + \xi_t \quad (2)$$

Donde r_t es el rendimiento del mercado accionario en el periodo t ; D_t^i es una *dummy* estacional la cual asume el valor de 1 en el mes i y 0 de otra forma, y m es el orden del proceso autorregresivo. Es importante destacar que la forma de probar el efecto enero por Moosa (2007) planteada en (2), difiere de otra especificación empleada por otros autores como Asteriou y Kavetsos (2006) y otros en al menos dos puntos. Primero, la prueba planteada en (2) por Moosa (2007) incorpora una determinada cantidad, m , de rezagos de la variable dependiente como variables explicativas; y segundo, la ecuación (2) interpreta la significancia asociada al coeficiente ϕ_1 correspondiente a la variable *dummy* estacional del mes de enero, D_t^1 , como prueba del efecto de este mes, a diferencia de la mayoría de las especificaciones que intentan probar la presencia de esta anomalía de calendario con una constante que se diferencia claramente del resto de las *dummies* estacionales. A diferencia de la prueba que empleamos en López y Rodríguez (2010) y en Rodríguez, López y Ortiz (2011) en este trabajo se utiliza una modificación de la ecuación (2) para probar la presencia del efecto en enero en las bolsas de valores del continente americano, la cual trata de enfatizar este último punto:

$$r_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_{t-i} + \gamma + \sum_{i=2}^{12} \phi_i D_t^i + \xi_t \quad (3)$$

Como se puede apreciar en (3), el coeficiente de la constante γ , intenta capturar el “exceso” de rendimiento promedio registrado en el mes de enero y no como el coeficiente asociado a una *dummy* estacional adicional, como lo sugiere la especificación “convencional” planteada por Moosa (2007).

3.2 Prueba con un modelo estructural de series de tiempo

En un trabajo más reciente, Moosa (2007) plantea un modelo estructural de series de tiempo, de acuerdo con Harvey (1989) y (1997), en el cual incorpora un término autorregresivo en lugar de un ciclo de la siguiente manera:

$$r_t = \mu_t + \alpha_t r_{t-1} + \gamma_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde μ_t es el componente de nivel local, γ_t es el componente estacional y ε_t es el componente aleatorio, el cual se asume como ruido blanco. El principal énfasis de acuerdo con Moosa (2007) radica en el componente estacional, el cual se extrae con el fin de examinar la presencia y naturaleza de la estacionalidad. En el modelo para su investigación, ese autor especifica el componente de nivel local con una tendencia lineal, la cual representa el movimiento de largo plazo en una serie temporal, de la siguiente manera:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad (6)$$

Donde $\eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2)$ y $\zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2)$, es decir μ_t es un modelo de nivel local con una caminata aleatoria, o factor a la deriva, β_t , el cual sigue un proceso autorregresivo como es representado en la ecuación (4), Commandeur y Koopman (2007). Mientras que el componente estacional, está compuesto por *dummies* estocásticas de la siguiente forma:

$$\gamma_t = -\sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} + \kappa_t \quad (7)$$

Donde s es el número de términos estacionales por año, en este caso 12 por tratarse de datos mensuales, y $\kappa_t \sim NID(0, \sigma_\kappa^2)$. La interpretación de cada uno de estos términos es simple: γ_t es el factor estacional correspondiente al mes t , el cual es generado por los términos correspondientes estacionales en el tiempo $t-1, t-2, \dots, t-10$, así como también al término aleatorio κ_t . Con el fin de probar la presencia del denominado efecto enero en los mercados de América, el presente estudio emplea la metodología propuesta por Moosa (2007) para el último periodo de la muestra estimado para cada mercado.

4.- Análisis empírico

Las series de los rendimientos bursátiles son en frecuencia mensual para diferentes periodos de los índices elaborados por Morgan Stanley (MSCI) para los principales mercados accionarios de América, es decir: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, que son los principales mercados de América Latina y los mercados de Canadá y de Estados Unidos. Para cada uno de estos mercados se emplea el periodo total de la muestra que se encuentra disponible de acuerdo con MSCI, por lo que la longitud de las series difiere. En todos los casos, se consideraron los índices en moneda local.

Con el fin de probar si los rendimientos de los países en cuestión presentan un efecto enero que se desvanece conforme pasa el tiempo, se estimó la ecuación (3) para diferentes periodos de la muestra, con el fin de acotarla a un periodo más reciente para cada uno de los mercados bajo análisis, donde el número de rezagos incorporado en cada estimación se eligió de acuerdo con el criterio de Schwarz. Los resultados de la estimación de la ecuación (3) se presentan en el Cuadro 1.

Los resultados de las estimaciones para probar la presencia del denominado efecto enero, presentadas en el Cuadro 1, revelan que sólo en el caso de Brasil hay evidencia de que el efecto enero se encuentra presente en este mercado para la muestra total; sin la evidencia de dicho efecto, muestras más recientes sugieren que este efecto se va “desvaneciendo” a través del tiempo, ya que los resultados de las estimaciones que excluyen los primeros 4 y

Cuadro 1. Resultados de la prueba convencional del efecto enero en moneda local.

USA						
	1970:04-2011:08		1980:04-2011:08		1990:04-2011:08	
	Coef.	estad. t	Coef.	estad. t	Coef.	estad. t
γ	0.0104	1.47	0.0069	0.86	0.0008	0.08
ϕ_{2t}	-0.0140	-1.41	-0.0088	-0.77	-0.0056	-0.41
ϕ_{3t}	-0.0005	-0.05	0.0053	0.46	0.0108	0.79
ϕ_{4t}	0.0012	0.12	0.0094	0.83	0.0160	1.20
ϕ_{5t}	-0.0078	-0.78	0.0018	0.16	0.0095	0.71
ϕ_{6t}	-0.0095	-0.95	-0.0081	-0.71	-0.0096	-0.72
ϕ_{7t}	-0.0082	-0.83	-0.0021	-0.18	0.0046	0.34
ϕ_{8t}	-0.0117	-1.18	-0.0086	-0.75	-0.0137	-1.02
ϕ_{9t}	-0.0187	-1.87	-0.0143	-1.25	-0.0044	-0.32
ϕ_{10t}	-0.0061	-0.61	0.0000	0.00	0.0087	0.64
ϕ_{11t}	0.0016	0.16	0.0082	0.72	0.0138	1.02
ϕ_{12t}	0.0049	0.49	0.0073	0.64	0.0173	1.28
Canadá						
	1970:04-2011:08		1980:04-2011:08		1990:04-2011:08	
	Coef.	estad. t	Coef.	estad. t	Coef.	estad. t
γ	0.0123	1.59	0.0039	0.46	0.0049	0.50
ϕ_{2t}	-0.0056	-0.52	-0.0015	-0.12	-0.0022	-0.16
ϕ_{3t}	-0.0062	-0.57	0.0082	0.69	0.0048	0.35
ϕ_{4t}	-0.0125	-1.16	0.0031	0.26	0.0015	0.11
ϕ_{5t}	-0.0018	-0.17	0.0132	1.12	0.0149	1.09
ϕ_{6t}	-0.0139	-1.29	-0.0108	-0.92	-0.0158	-1.16
ϕ_{7t}	-0.0039	-0.36	0.0038	0.32	0.0023	0.17
ϕ_{8t}	-0.0075	-0.70	-0.0010	-0.08	-0.0131	-0.96
ϕ_{9t}	-0.0281	-2.59	-0.0239	-2.01	-0.0194	-1.40
ϕ_{10t}	-0.0194	-1.77	-0.0054	-0.45	0.0031	0.22
ϕ_{11t}	0.0018	0.17	0.0121	1.01	0.0043	0.31
ϕ_{12t}	0.0102	0.94	0.0134	1.12	0.0161	1.16

Cuadro 1. Continuación.

<i>Argentina</i>						
	1988:04-2011:08		1992:04-2011:08		1996:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
γ	0.0350	0.87	0.0443	1.73	0.0460	1.59
ϕ_{2t}	-0.0127	-0.22	-0.0754	-2.12	-0.0503	-1.25
ϕ_{3t}	0.0037	0.07	-0.0206	-0.57	-0.0311	-0.77
ϕ_{4t}	-0.0045	-0.08	-0.0321	-0.91	-0.0357	-0.90
ϕ_{5t}	0.0104	0.19	-0.0515	-1.46	-0.0673	-1.69
ϕ_{6t}	0.0101	0.18	-0.0321	-0.91	-0.0023	-0.06
ϕ_{7t}	-0.0523	-0.93	-0.0589	-1.67	-0.0655	-1.65
ϕ_{8t}	-0.0192	-0.34	-0.0628	-1.77	-0.0670	-1.68
ϕ_{9t}	0.0157	0.28	-0.0253	-0.70	-0.0170	-0.42
ϕ_{10t}	-0.0881	-1.56	-0.0760	-2.13	-0.0795	-1.97
ϕ_{11t}	-0.0610	-1.07	-0.0347	-0.96	-0.0300	-0.74
ϕ_{12t}	0.0745	1.31	0.0199	0.56	0.0118	0.29

<i>Brasil</i>						
	1988:04-2011:08		1992:04-2011:08		1996:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
γ	0.0759	2.40	0.0267	1.07	0.0138	0.61
ϕ_{2t}	-0.0467	-1.07	-0.0154	-0.45	0.0189	0.60
ϕ_{3t}	-0.1263	-2.87	-0.0299	-0.86	0.0027	0.09
ϕ_{4t}	-0.0515	-1.17	-0.0331	-0.96	-0.0085	-0.27
ϕ_{5t}	-0.0539	-1.24	-0.0144	-0.42	-0.0065	-0.21
ϕ_{6t}	-0.1029	-2.38	-0.0328	-0.96	-0.0131	-0.42
ϕ_{7t}	-0.0415	-0.95	-0.0159	-0.46	-0.0111	-0.36
ϕ_{8t}	-0.0769	-1.78	-0.0374	-1.09	-0.0455	-1.46
ϕ_{9t}	-0.0294	-0.67	0.0045	0.13	0.0033	0.10
ϕ_{10t}	-0.0744	-1.70	-0.0485	-1.40	-0.0168	-0.53
ϕ_{11t}	-0.0467	-1.07	0.0023	0.07	0.0226	0.71
ϕ_{12t}	0.0214	0.49	0.0199	0.57	0.0364	1.15

Cuadro 1. Continuación.

<i>Chile</i>						
	1988:04-2011:08		1992:04-2011:08		1996:04-2011:0	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
γ	0.0207	1.61	0.0159	1.20	0.0057	0.39
ϕ_{2t}	0.0003	0.02	-0.0136	-0.72	0.0049	0.24
ϕ_{3t}	-0.0156	-0.86	-0.0165	-0.88	0.0107	0.52
ϕ_{4t}	-0.0074	-0.41	0.0058	0.31	0.0187	0.92
ϕ_{5t}	-0.0091	-0.51	-0.0004	-0.02	0.0052	0.26
ϕ_{6t}	0.0030	0.17	-0.0011	-0.06	0.0076	0.38
ϕ_{7t}	-0.0105	-0.58	-0.0061	-0.33	0.0077	0.38
ϕ_{8t}	-0.0338	-1.89	-0.0326	-1.76	-0.0301	-1.48
ϕ_{9t}	-0.0141	-0.78	-0.0169	-0.90	-0.0051	-0.25
ϕ_{10t}	-0.0104	-0.57	-0.0014	-0.08	-0.0039	-0.19
ϕ_{11t}	-0.0113	-0.62	-0.0159	-0.85	0.0019	0.09
ϕ_{12t}	-0.0001	0.00	-0.0059	-0.31	-0.0055	-0.27
<i>Colombia</i>						
	1988:04-2011:08		1992:04-2011:08		1996:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
γ	0.0346	0.85	0.0324	0.67	0.0183	0.85
ϕ_{2t}	-0.0300	-0.52	-0.0393	-0.57	-0.0346	-1.14
ϕ_{3t}	-0.0259	-0.45	-0.0406	-0.59	-0.0173	-0.57
ϕ_{4t}	0.0076	0.13	0.0085	0.13	0.0410	1.37
ϕ_{5t}	-0.0027	-0.05	-0.0304	-0.45	-0.0237	-0.79
ϕ_{6t}	-0.0504	-0.88	-0.0529	-0.78	-0.0381	-1.27
ϕ_{7t}	-0.0023	-0.04	-0.0077	-0.11	0.0104	0.35
ϕ_{8t}	-0.0336	-0.59	-0.0360	-0.53	-0.0193	-0.65
ϕ_{9t}	-0.0166	-0.29	-0.0093	-0.14	0.0080	0.26
ϕ_{10t}	-0.0204	-0.35	-0.0271	-0.40	-0.0233	-0.77
ϕ_{11t}	0.0030	0.05	0.0063	0.09	0.0339	1.11
ϕ_{12t}	-0.1250	-2.16	-0.1439	-2.09	0.0097	0.32

Cuadro 1. Continuación.

<i>México</i>						
	1993:04-2011:08		1997:04-2011:08		2001:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
γ	0.0052	0.30	-0.0008	-0.04	-0.0044	-0.24
ϕ_{2t}	-0.0167	-0.70	0.0087	0.33	0.0012	0.05
ϕ_{3t}	0.0265	1.11	0.0332	1.26	0.0367	1.46
ϕ_{4t}	0.0046	0.20	0.0167	0.65	0.0206	0.85
ϕ_{5t}	0.0022	0.09	0.0039	0.15	0.0178	0.73
ϕ_{6t}	0.0066	0.28	0.0144	0.55	-0.0021	-0.09
ϕ_{7t}	0.0003	0.01	-0.0007	-0.03	0.0076	0.31
ϕ_{8t}	-0.0028	-0.12	-0.0167	-0.64	0.0156	0.64
ϕ_{9t}	0.0079	0.33	0.0215	0.80	0.0079	0.31
ϕ_{10t}	0.0004	0.02	0.0094	0.36	0.0068	0.27
ϕ_{11t}	0.0309	1.30	0.0280	1.06	0.0426	1.70
ϕ_{12t}	0.0394	1.67	0.0448	1.70	0.0369	1.48
<i>Perú</i>						
	1993:04-2011:08		1997:04-2011:08		2001:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
γ	0.0088	0.39	-0.0011	-0.04	-0.0148	-0.49
ϕ_{2t}	0.0182	0.58	0.0321	0.91	0.0502	1.18
ϕ_{3t}	0.0118	0.37	0.0252	0.72	0.0463	1.09
ϕ_{4t}	0.0153	0.49	0.0133	0.39	0.0145	0.35
ϕ_{5t}	0.0108	0.35	0.0221	0.64	0.0465	1.12
ϕ_{6t}	-0.0092	-0.30	-0.0057	-0.17	0.0087	0.21
ϕ_{7t}	0.0060	0.19	0.0116	0.34	0.0404	0.97
ϕ_{8t}	-0.0009	-0.03	-0.0074	-0.21	0.0396	0.96
ϕ_{9t}	0.0300	0.95	0.0323	0.92	0.0651	1.54
ϕ_{10t}	-0.0232	-0.73	-0.0220	-0.62	0.0044	0.10
ϕ_{11t}	0.0011	0.04	0.0363	1.03	0.0503	1.18
ϕ_{12t}	0.0151	0.48	0.0151	0.43	0.0454	1.0

8 años, dicho efecto deja de ser significativo, con valores del estadístico de 1.07 y 0.61, respectivamente. De igual forma, es importante destacar que el mercado brasileño es el que se caracteriza por mayores efectos estacionales significativos en cualquiera de las muestras estimadas.

Estos resultados contrastan considerablemente con los reportados por López y Rodríguez (2010) y Rodríguez, López y Ortiz (2011) en los que se reporta una mayor cantidad de países que presentan el denominado efecto enero con modelos estimados para la muestra total. Lo anterior sugiere dos aspectos que es necesario destacar: *i*) que la presencia o no del efecto enero en esos mercados es sensible al tamaño de la muestra o a la especificación de la prueba, es decir si se incorporan o no rezagos de los rendimientos como variables explicativas; o bien que *ii*) el efecto enero se va desvaneciendo a través del tiempo, como lo sugiere la hipótesis planteada por Moosa (2007) para el mercado de Estados Unidos, específicamente para el Dow Jones.

Con el fin de proporcionar evidencia adicional a las anteriores estimaciones sobre la prueba del efecto enero, se aplica el modelo estructural de series de tiempo, planteado en (4), para los últimos periodos en que se llevaron a cabo las estimaciones con la prueba convencional. Los resultados de estas estimaciones se presentan en el Cuadro 2, los cuales pertenecen al vector de estados finales. μ_t corresponde al nivel de las series, el cual es equivalente al término constante en una regresión, sólo que en este caso este término se permite que varíe a través del tiempo. β_t es la pendiente de la tendencia, la cual es equivalente a el coeficiente de una pendiente de una tendencia temporal determinista en un modelo de regresión convencional. En lo que respecta a los factores estacionales, estos tienen una interpretación ligeramente distinta a los correspondientes deterministas en un modelo, ya sea estático o dinámico, convencional, en virtud de que γ_{1t} es el factor estacional correspondiente al último mes en la muestra (agosto de 2011), mientras que γ_{2t} es el factor estacional que corresponde a julio, y así sucesivamente.

El Cuadro 2 reporta adicionalmente tanto algunos estadísticos de bondad de ajuste como algunos estadísticos de diagnóstico del modelo estimado. Específicamente, el estadístico χ_s^2 es una prueba de la importancia de los efectos estacionales en el modelo, el cual prueba la significancia estadística del patrón estacional al final del periodo muestral, la cual se distribuye como una $\chi^2(3)$. La prueba puede no ser fiable si el patrón estacional varía considerablemente en el periodo muestral. R^2 es el coeficiente de determinación convencional, N es el estadístico de la prueba de normalidad multivariada de

Cuadro 2. Vectores de estados finales.

	<i>USA</i>	<i>Canadá</i>	<i>Argentina</i>	<i>Brasil</i>
	Estimado <i>Valor-p</i>	Estimado <i>Valor-p</i>	Estimado <i>Valor-p</i>	Estimado <i>Valor-p</i>
μ_t	-0.039 [0.06783]	0.060 [0.00080]	0.018 [0.30566]	0.003 [0.81464]
β_t	0.000 [0.42977]	0.000 [0.00413]	0.000 [0.80169]	0.000 [0.36832]
α_t	-0.019 [0.47607]	-0.001 [0.91327]	-0.019 [0.65261]	-0.002 [0.95548]
γ_{1t}	-0.005 [0.23468]	-0.008 [0.04206]	-0.013 [0.28004]	-0.016 [0.07215]
γ_{2t}	0.002 [0.71571]	0.003 [0.39266]	0.009 [0.45779]	0.010 [0.28529]
γ_{3t}	-0.009 [0.03809]	-0.007 [0.05450]	0.001 [0.93803]	-0.009 [0.30371]
γ_{4t}	0.003 [0.42716]	-0.003 [0.48209]	-0.016 [0.17496]	-0.004 [0.64063]
γ_{5t}	0.006 [0.19604]	0.004 [0.25521]	0.006 [0.61324]	-0.001 [0.88845]
γ_{6t}	-0.004 [0.30153]	-0.001 [0.74594]	0.009 [0.41808]	-0.001 [0.91699]
γ_{7t}	-0.003 [0.48696]	0.002 [0.66942]	-0.021 [0.05679]	0.001 [0.88352]
γ_{8t}	-0.002 [0.64625]	-0.003 [0.49590]	0.018 [0.10646]	0.010 [0.27325]
γ_{9t}	-0.003 [0.49990]	0.000 [0.95829]	-0.006 [0.58029]	-0.015 [0.10576]
γ_{10t}	-0.003 [0.45305]	-0.008 [0.04667]	0.016 [0.15129]	-0.002 [0.84515]
γ_{11t}	-0.002 [0.59797]	-0.001 [0.65836]	-0.004 [0.63171]	-0.004 [0.48125]
<i>Pruebas de Diagnóstico</i>				
χ^2_s	14.456 [0.20879]	15.971 [0.14220]	13.480 [0.26311]	10.032 [0.52747]
R^2	0.111	0.211	0.190	0.149
N	10.624	18.498	22.390	5.089
σ	0.044	0.042	0.104	0.082
AIC	-6.203	-6.226	-4.345	-4.833
DW	1.994	1.833	1.778	2.133
Q^*	16.738	17.773	17.682	25.375
H^*	1.742	1.502	0.762	0.458
R^2_s	0.469	0.504	0.4875	0.573
<i>Variables de Intervención</i>				
	<i>Level break</i> 08:12	<i>Level break</i> 00:08 <i>Level break</i> 08:08 <i>Level break</i> 09:02	<i>Outlier</i> 01:09 <i>Outlier</i> 08:07	<i>Outlier</i> 98:05

Cuadro 2. Vectores de estados finales (Continuación).

	<i>Chile</i>	<i>Colombia</i>	<i>México</i>	<i>Perú</i>
	<i>Estimado Valor-p</i>	<i>Estimado Valor-p</i>	<i>Estimado Valor-p</i>	<i>Estimado Valor-p</i>
μ_t	0.010 [0.19517]	0.018 [0.25406]	0.007 [0.67038]	0.017 [0.30285]
β_t	0.000 [0.86474]	0.000 [0.90948]	0.000 [0.76077]	0.000 [0.81918]
α_t	-0.014 [0.65342]	-0.002 [0.97469]	0.000 [0.98190]	Na Na
γ_{1t}	-0.004 [0.42820]	-0.003 [0.77973]	0.002 [0.86764]	0.006 [0.61421]
γ_{2t}	-0.009 [0.11224]	0.009 [0.42161]	0.005 [0.58868]	0.001 [0.95836]
γ_{3t}	-0.003 [0.53664]	-0.007 [0.50036]	-0.012 [0.20261]	0.007 [0.53173]
γ_{4t}	0.001 [0.78496]	-0.001 [0.95827]	0.010 [0.26265]	0.002 [0.89202]
γ_{5t}	-0.001 [0.88035]	0.021 [0.03411]	0.009 [0.31089]	0.006 [0.62072]
γ_{6t}	-0.002 [0.65616]	-0.002 [0.81007]	-0.011 [0.21423]	-0.008 [0.48837]
γ_{7t}	-0.001 [0.84862]	-0.005 [0.57832]	0.000 [0.99883]	0.012 [0.33340]
γ_{8t}	-0.002 [0.67593]	-0.008 [0.39888]	0.010 [0.29162]	0.012 [0.31487]
γ_{9t}	-0.002 [0.70275]	-0.009 [0.36284]	-0.001 [0.90040]	-0.018 [0.13224]
γ_{10t}	0.002 [0.76633]	0.010 [0.29237]	-0.011 [0.22172]	-0.007 [0.57202]
γ_{11t}	-0.001 [0.74364]	-0.005 [0.48033]	-0.002 [0.82535]	-0.009 [0.26681]
<i>Pruebas de Diagnóstico</i>				
χ_s^2	4.458 [0.95454]	9.340 [0.59052]	8.386 [0.26311]	7.305 [0.77388]
R^2	0.297	0.170	0.243	0.201
N	2.282	14.895	1.441	16.415
σ	0.049	0.080	0.052	0.082
AIC	-5.868	-4.896	-5.619	-4.634
DW	2.022	1.953	1.767	2.151
Q^*	22.721	11.024	28.989	25.205
H^*	0.636	0.528	0.902	2.929
R_s^2	0.627	0.479	0.525	0.599
<i>Variables de Intervención</i>				
	<i>Outlier 1998:05</i> <i>Outlier 1998:08</i>	<i>Outlier 1999:01</i>	<i>Outlier 2005:03</i> <i>Outlier 2006:05</i> <i>Outlier 2008:10</i>	<i>Outlier 2008:07</i>

Doornik-Hansen, el cual es una versión corregida del estadístico de Bowman-Shenton con la corrección de Doornik y Hansen (1994), el cual se distribuye como una χ^2 . Q^* es el estadístico Q de Ljung-Box, el cual es una prueba para la correlación serial, el cual se basa sobre las primeras 12 autocorrelaciones residuales y se debe probar con una distribución $\chi^2(9)$. H^* es una prueba para la heterocedasticidad, la cual se distribuye como una $F(h, h)$.

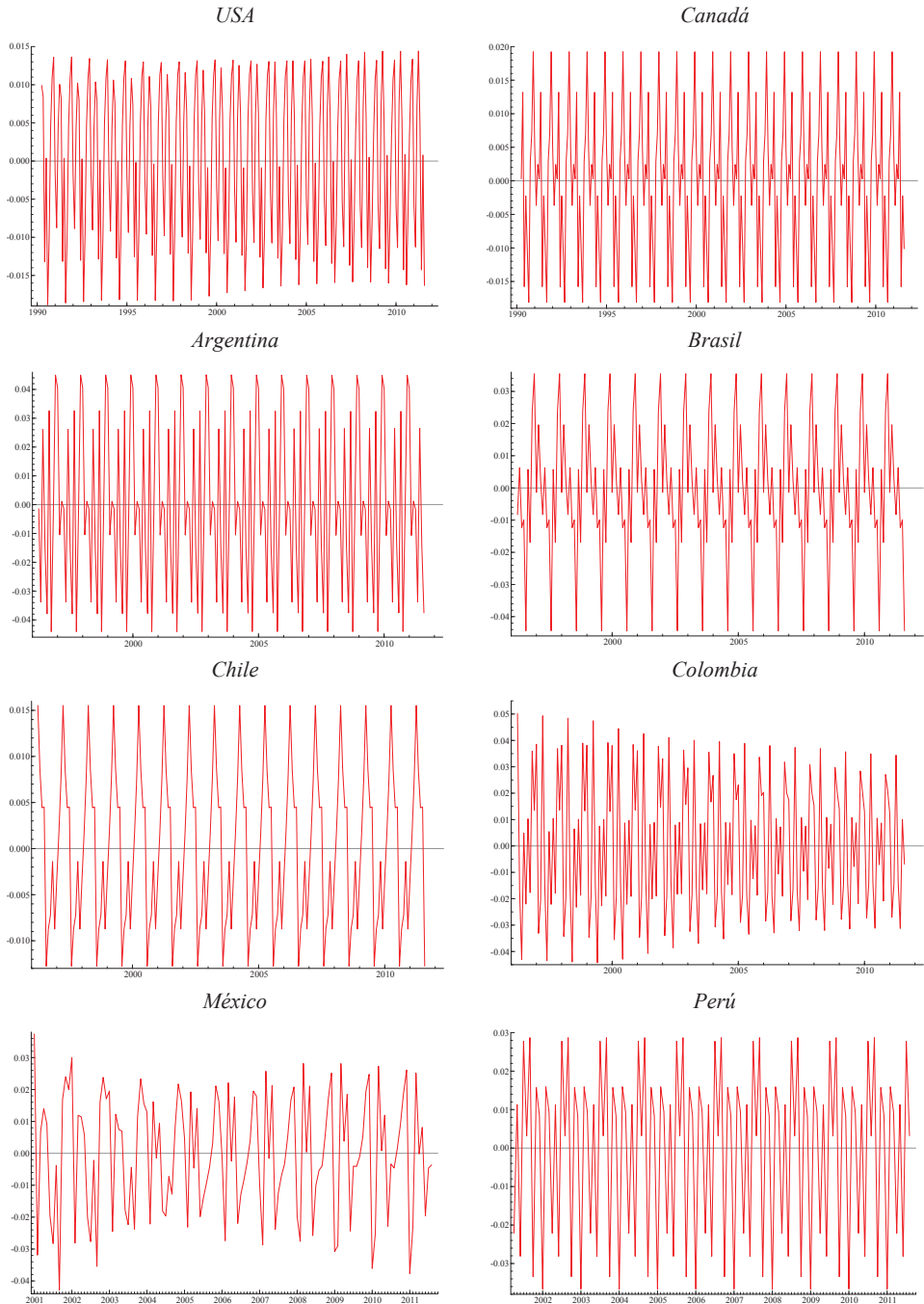
Como se puede apreciar de los resultados del Cuadro 2, los coeficientes correspondientes a junio (γ_{3t}) para Estados Unidos, agosto (γ_{1t}) y noviembre (γ_{10t}) para Canadá y de abril (γ_{5t}) para Colombia, sugieren la presencia de otros efectos estacionales diferentes al mes de enero para estos países; llama la atención que el coeficiente estadístico respectivo para Estados Unidos es el correspondiente al mes de junio, lo cual no concuerda con los resultados obtenidos por Moosa (2007) sobre el surgimiento del efecto de calendario para al mes de julio. De esta manera, no se encontró evidencia para el efecto estacional correspondiente al mes de enero, que en este caso es γ_{7t} , para los mercados de América para una muestra reciente de los rendimientos accionarios de los mercados abordados en este estudio. Es importante destacar que algunas variables de intervención fueron incorporadas en los modelos con la finalidad de mejorar los estadísticos de ajuste y de diagnóstico de los residuos.

Aún más, la prueba correspondiente a la significancia de los efectos estacionales en ningún caso resultó significativa, indicando de esta manera, la prácticamente nula evidencia sobre la presencia de este tipo de efectos en los mercados del continente americano. No obstante, como se mencionó anteriormente, hay que tener en cuenta que esta prueba es únicamente válida en el caso de que los efectos estacionales permanezcan prácticamente invariables a través del tiempo. Lo cual puede ser el caso de Canadá, Argentina, Brasil, Chile y Perú, como se puede apreciar en la Gráfica 1, mientras que Colombia, México, y ligeramente los Estados Unidos, muestran patrones cambiantes en sus efectos estacionales, lo cual pone en duda la validez de la prueba de los efectos estacionales para la muestra en su conjunto.

5.- Conclusiones

Se analizó el denominado efecto enero a través de dos pruebas econométricas, la convencional, para distintas muestras con el fin de acotar un periodo más reciente para el análisis, y por medio de un modelo de series de tiempo estructural con la finalidad de corroborar los resultados de las estimaciones de los modelos previos.

Gráfica 1. Efectos estacionales estimados para los distintos mercados.



Los resultados de las estimaciones de la prueba convencional, no revelaron la presencia del efecto enero para la mayoría de los mercados de capitales de América, excepto para Brasil. Para la muestra en su totalidad, sin embargo, los resultados de las estimaciones para muestras más recientes, sugieren que esta anomalía de mercado está tendiendo a desaparecer o a desvanecerse, tal y como lo sugiere el razonamiento económico de que las anomalías de mercado deben de desaparecer una vez que son identificadas y aprovechadas por los agentes económicos.

Sin embargo, las estimaciones de los modelos estructurales revelaron la presencia de algunos otros factores estacionales en otros meses, no revelados por las estimaciones de las pruebas “convencionales”, dentro de los cuales destaca la posibilidad de un efecto junio para el mercado bursátil de los Estados Unidos. Evidentemente, este punto así como la incongruencia en los resultados de las dos metodología empleadas, requiere de una mayor investigación en el futuro.

Referencias

- Al-Khazali, O. M. (2001). “Does the January effect exist in high-yield bond market?”. *Review of Financial Economics*. 10, 71-80.
- Asteriou, D. and George K. (2006). “Testing for the existence of the “January Effect in transition economies”. *Applied Financial Economics Letters*. 2 (6), 375-382.
- Balaban, E. (1995). January effect, yes! What about Mark Twain effect? *Discussion paper* 9509, The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department.
- Branch, B. (1977). “A tax-loss trading rule”. *Journal of Business*. 50, 198-207.
- Cabello, A. y Ortiz, E. (2003). “Day of the week and month of the year anomalies in the Mexican stock market”. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas* 2 (3). 217-241.
- _____. and Ortiz, E. (2004). “Day of the week and month of the year effects at the Latin American emerging markets”. *International Finance Review* 5. 273-304.
- Commandeur J. F. y Koopman S. J. (2007). *An Introduction to State Space Time Series Analysis*. Oxford University Press.
- Doornik, J. A. y Hansen, H. (1994). “A practical test for univariate and multivariate normality”. *Discussion paper*, Nuffield College.

- Fama, E. F. (1991). "Efficient capital markets: II". *Journal of Finance*. 46 (5), 1575-1617.
- Gultekin, M. N. and Gultekin N. B. (1983). "Stock market seasonality: international evidence". *Journal of Financial Economics*. 12 (4), 469-481.
- Hai, L. and Qingzhong, M. (2003). "Do Earnings Explain the January Effect". University of Southern California. *Working Paper*. Social Science Research Network.
- Harvey, A.C. (1989). *Forecasting: Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
- _____. and Scott, A. (1994). "Seasonality in dynamic regression models". *Economic Journal*, 104, 1324-1345.
- _____. (1997). "Trends, cycles and autoregressions". *Economic Journal*. 107, 192-201.
- Haug, M. and Hirschey, M. (2006). "The january effect". *Financial Analyst Journal*. 62 (5), 78-88.
- Jaffe, J. and Westerfield, R. (1985). "Patterns in Japanese common stock returns: day of the week and turn of the year effects". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 20, 261-72.
- Jones, Ch. P., Pearce, D. K. and Wilson, J. W. (1987). "Can Tax-Loss Selling explain the january effect? A Note". *Journal of Finance*. 42 (2), 453-461.
- Kato, K. and Shallheim, J. S. (1985). "Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 20 (2), 243-260
- Keim, D. B. (1983). "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence". *Journal of Financial Economics*, 12 (1), 13-32.
- _____. (1989). "Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points". *Journal of Financial Economics*. 25 (1), 75-97.
- Lakonishok, J. y Smidt, S. (1988). "Are seasonal anomalies real? A ninety year perspective". *Review of Financial Studies*. 1, 403-25.
- López Herrera, F. y Rodríguez Benavides, D. (2010). "El efecto enero en las principales bolsas de valores latinoamericanas". *Contaduría y Administración*, núm. 230, pp. 25-46.
- Moosa, I. A. (2007). "The vanishing January effect". *International Research Journal of Finance and Economics*, 7, 92-103.
- Rendon, J. and Ziemba, W.T. (2007). "Is the january effect still alive in the futures markets?". *Financial Markets and Portfolio Management*, 21 (3), 381-396.

- Reinganum, M. R. (1983). "The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects". *Journal of Financial Economics*, 12 (1), 89-104.
- Rodríguez Benavides, D., F. López Herrera y E. Ortiz Calisto (2011). El efecto enero en las principales bolsas del continente americano, En Ortiz, Francisco (coord). *Avances recientes en valuación de activos y administración de riesgos*, Vol. 2, Universidad Panamericana: México. 293-309.
- Rozeff, M. S. and Kinney Jr. W. R. (1976). "Capital market seasonality: The case of stock returns". *Journal of Financial Economics* 3. 379-402.
- Starks, L.T., Yong, L. and Zheng, L. (2006). "Tax-Loss selling and the January effect: Evidence from Municipal bond closed-end funds". *The Journal of Finance*, 61 (6), 3049-3067.
- Zhang, B. and Li, X. (2006). "Do calendar effects still exist in the chinese stock markets?". *Journal of Chinese Economic and Business Studies*. 4 (2) 151-163.

Razones financieras y el spread que pagan por su deuda emisoras que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores

César Gurrola Ríos*

Roberto Santillán Salgado**

Francisco Martín Villarreal Solís***

Fecha de recepción: 23 de mayo de 2012

Fecha de aceptación: 26 de junio de 2012

* Universidad Juárez del Estado de Durango,
Facultad de Economía, Contaduría y Administración.
cgurrola@ujed.mx

** Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Monterrey,
Escuela de Graduados en Administración y Dirección de Empresas.
roberto.santillan@itesm.mx

*** Universidad Juárez del Estado de Durango.
Facultad de Economía, Contaduría y Administración.
fmvillasol@ujed.mx

RESUMEN

La administración del riesgo de crédito ha atraído la atención de numerosos trabajos debido a, entre otras razones, la urgencia de dar respuesta a las causas de la crisis financiera de 2007-2009, al surgimiento de nuevos derivados de crédito, a los cambios y adecuaciones de la reglamentación bancaria, a la participación de economías emergentes en los mercados financieros internacionales y en general, por la creciente sofisticación de los mercados, instrumentos e intermediarios financieros y la necesidad de medir la exposición al riesgo que representan.

En este estudio se propone una metodología alternativa a la calificación crediticia tradicional; se plantea la hipótesis de que la tasa de variación de los *spreads*¹ de crédito (e, indirectamente, el riesgo crediticio) de un conjunto de emisoras que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores, puede explicarse a partir de la dinámica de algunas de sus razones financieras. La evidencia empírica encontrada sugiere que los factores modelados explican satisfactoriamente el comportamiento del *spread* y, en consecuencia, del riesgo de crédito. Es decir, se corrobora nuestra hipótesis de trabajo de que es posible desarrollar una metodología alternativa a los procesos de calificación crediticia tradicionales para medir el riesgo de incumplimiento a partir de la información generada por las propias empresas. Asimismo, los resultados de la modelación econométrica destacan la importancia de la información rezagada.

Palabras claves: *spread* de crédito, razones financieras, Bolsa Mexicana de Valores.

Clasificación JEL: G24, G32

Financial ratios and the spread paid on their debt by issuers listed on the Mexican Stock Exchange Market.

ABSTRACT

Recently, the discipline of Credit Risk Management has attracted the attention of numerous research works. Frequently, it is considered a “frontier” topic in finance, as it was some years ago the relationship between

¹ Diferencial entre el costo de un crédito sujeto a riesgo, y de un instrumento libre de riesgo generalmente identificado como aquel que emite el gobierno (Bielecki y Rutkowski, 2000).

the required rate of return and the risk of an investment. The explanation of why it has grown in popularity has to do with the urgency to give an answer to the causes of the financial crisis of 2007-2009, the surge of new credit derivatives, the changes and adaptations of banking regulation all over the world, the growing weight of emerging economies in the international financial markets, and, in general, the growing sophistication of markets, instruments and financial intermediaries, as well as the need to measure the risk exposure they represent.

This study proposes an alternative methodology to traditional Credit Ratings. We propose the hypothesis that the rate of change of the credit spreads (and, indirectly, the credit risk) of selected equity traded in the Bolsa Mexicana de Valores, may be explained based on the dynamics of a group of financial ratios. The empirical evidence suggests that factors modeled, satisfactorily explain the behavior of the spread (and, as such, the credit risk). That means that our hypothesis about the possibility to develop an alternative methodology to measure credit risk is confirmed. We also highlight the relevance of lagged information.

Key words: *credit spread, financial ratios, Mexican Stock Exchange.*

JEL classification: G24, G32

1. Introducción

Después de la crisis financiera experimentada en el periodo 2007-2009, las economías desarrolladas no han logrado alcanzar tasas de crecimiento suficiente para abatir el nivel de desempleo históricamente elevado que las aqueja. Una de las explicaciones que se ofrecen sobre la lentitud de tal recuperación ha sido la existencia de la restricción crediticia, a su vez condicionada por el incremento de las probabilidades de incumplimiento² (Garri-do y García, 2009). Núñez (2010) es más específico al señalar que no sólo la contracción del crédito sino su mala canalización y administración, han pro-

² El riesgo de crédito se relaciona con las pérdidas potenciales que se pueden sufrir por motivo del deterioro en la capacidad de pago de la contraparte, o en la garantía o colateral, pactada originalmente.

movido la especulación, en lugar del crecimiento económico. Así, no resulta extraño que una de las líneas de trabajo que mayor interés ha generado en la literatura financiera reciente es la evaluación de la eficacia de la calificación crediticia (*rating*) de las empresas, calculada tradicionalmente por agencias especializadas³ con la intención de informar sobre las respectivas probabilidades de incumplimiento. Si bien es cierto que el interés por la calidad del *rating*, como una metodología eficiente para evaluar el riesgo de crédito, aumentó durante la crisis *subprime* (2007-2009) debido a las pérdidas que afectaron a los inversionistas ante el incumplimiento de activos financieros que hasta ese momento contaban con calificaciones favorables; cabe destacar que distintos autores ya venían abordando el tema para manifestar serias críticas al *rating* calculado por las citadas agencias especializadas (Altman y Rijken, 2006; Löffler, 2005; Prysock, 2006).

Uno de los principales problemas del estudio de riesgo de crédito es la escasez de bases de datos confiables (Gupton, Finger y Bhatia 1997; BIS 1999; López y Saindenberg 2000). Al respecto, Segoviano y Padilla (2006) aseguran que los intentos para sortear tal dificultad han generado a su vez nuevas complicaciones, como el uso de metodologías y análisis estadísticos que parten de supuestos poco realistas, o que dejan fuera del análisis los efectos potenciales de algunas variables relevantes. Entre los estudios que han propuesto alternativas de solución a las limitaciones del *rating* destaca el uso de los *spreads* de crédito, como aproximación de la capacidad de endeudamiento de las empresas, como lo describe Partnoy (2001). Adicionalmente, y puesto que la quiebra es el resultado de un proceso de deterioro en los aspectos financieros clave de la empresa, existe evidencia de que el adecuado monitoreo de las razones financieras puede anticipar inminentes tensiones financieras y disminuir sustancialmente las pérdidas potenciales causadas por el incumplimiento (Bhunja y Sarkar 2011).

El presente estudio ofrece evidencia empírica para el mercado mexicano de la relación existente entre la tasa de cambio de los *spreads* de la deuda y la situación financiera de emisoras que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV), capturada a través de la evolución en el tiempo —tasa de cambio porcentual— de un grupo de razones financieras clave. Con base en la definición de *spread* presentada en Gurrola y López (2009) y López y Gurrola (2011), el presente estudio utiliza una metodología de modelación dinámica para inter-

³ Las agencias calificadoras más conocidas son: Standard & Poor's; Moody's Investor Services; Fitch.

prestar el comportamiento de tales *spreads* durante 21 años, comprendidos entre marzo de 1990 y septiembre de 2011. Entre los principales resultados del análisis econométrico destaca el hecho de que la mayoría de los factores modelados explican significativamente el comportamiento de la tasa de cambio del *spread*. Asimismo, los resultados del estudio destacan la utilidad de la información financiera contemporánea y rezagada como un insumo para la elaboración de sistemas de monitoreo de las probabilidades de incumplimiento de crédito y mejoran la comprensión de la manera en que el perfil crediticio de las empresas evoluciona en el tiempo.

En la siguiente sección se presenta una breve revisión de la literatura que da soporte al presente estudio, y los apartados tres y cuatro ofrecen los aspectos metodológicos y el resultado de las estimaciones, respectivamente. Finalmente, nuestras conclusiones se presentan en la quinta parte del documento.

2. Revisión de literatura

La calidad crediticia está determinada por el cumplimiento, en tiempo y forma, de las obligaciones financieras pactadas con anterioridad. En la literatura se encuentran numerosos esfuerzos por desarrollar modelos que permitan capturar esta capacidad de pago y relacionarla con sus probabilidades de deterioro, la pérdida de confiabilidad e incluso la quiebra (Benell, Crabbe, Thomas y Gwilym, 2006; Delianedis y Geske, 2003; Wendin McNeil, 2006; Jones y Hensher, 2004; Chen y Shin, 2006; Shumway, 2001; Nickell, Perraudin y Varotto, 2000). El riesgo de crédito se ha venido haciendo más relevante a raíz de factores como la reducción de los *spreads* de crédito,⁴ la proliferación de instrumentos, mercados e intermediarios financieros más complejos y al aumento de economías emergentes con acceso a los mercados de deuda internacional (Gupton, Finger y Bhatia, 1997). Altman y Saunders (1998) al destacar factores que impactan en la necesidad de una mejor evaluación del riesgo de crédito, señalan aspectos como el incremento del número de quiebras financieras, márgenes más competitivos en los préstamos y el crecimiento de los

⁴ Diferencial entre el costo de un crédito sujeto a riesgo, y de un instrumento libre de riesgo generalmente identificado como aquellos que emite el gobierno (Bielecki y Rutkowski, 2000).

⁵ Se refiere a activos o sus fuentes, que no están registrados en el Balance General; como los instrumentos derivados: opciones, futuros, swaps y forwards (Altman y Saunders, 1998).

instrumentos *off-balance sheet*,⁵ con exposición inherente al riesgo de incumplimiento. Otro argumento que destaca la importancia del riesgo de crédito es el de Hanson y Schuermann (2006) donde se propone que éste representa, por mucho, el principal efecto en el riesgo total, en comparación con los riesgos de mercado y de operación.

La desconfianza hacia la capacidad de pago se fortaleció a raíz de fracasos recientes, junto a la incapacidad de los agentes encargados de emitir las alertas tempranas respectivas; en Vilariño (2001), Eiteman, Stonehill y Moffett (2001), Wei (2003), y E. Moncarz, R. Moncarz, Cabello y B. Moncarz (2006) se detallan algunos colapsos financieros en donde queda de manifiesto la importancia del monitoreo y administración del riesgo de crédito. Más recientemente (Demyanyk y Van Hemert, 2008) y López y Cervantes (2011) estudian la crisis financiera y económica que, presentando sus orígenes con el estallamiento de la burbuja hipotecaria de los créditos *subprime*⁶ de EUA del 2007, aqueja a la mayoría de las economías del mundo. Al respecto, López y Cervantes (2011) destacan el impacto que tiene el riesgo de crédito al asegurar que el contagio de la crisis *subprime* en los mercados bursátiles internacionales, se generó desde los mercados de crédito.

Así pues, no resulta sorprendente que el número de investigaciones sobre la capacidad de pago se ha venido incrementando en los últimos años (Vegas, 2008; Fuertes y Kalotychou, 2005; Schuermann; 2005). Tal incremento coincide con la importancia que el *rating* calculado por agencias calificadoras independientes, uno de los indicadores más utilizados para reflejar el potencial incumplimiento, tiene para los distintos agentes económicos (Crouhy, Galai y Mark, 2001; Krahn y Weber, 2001; Sy, 2003, Benell, Crabbe, Thomas, y Gwilym, 2006; Löffler, 2004; Hull, Predescu y White, 2004). No obstante, en la literatura se han señalado importantes limitaciones al trabajo de las agencias. Entre las más frecuentes se incluyen, por ejemplo: i) ignoran el componente de corto plazo en la dinámica del *rating* (Altman y Rijken, 2006; Löffler, 2004 y 2005); ii) conflicto de intereses, según documentan Krahn y Weber (2001) y Cantor (2004); iii) barreras de entrada a la industria del *rating* (Partnoy, 2001; Prysock, 2006); iv) problemas de asimetría en el proceso del *rating* (Altman y Kao, 1992; Lando y Skødeberg, 2002; Sy, 2003; Fuertes y Ka-

⁶ Créditos al consumo, incluyendo hipotecarios considerados de alto riesgo, que ofrecen tasas de interés elevadas para compensar el riesgo implícito. El sufijo *-subprime* hace referencia a los créditos con una baja calidad crediticia comparados con los créditos convencionales y de buen historial crediticio, denominados *-prime*—.

lotychou, 2005; Cantor y Packer, 1996; Bissoondoyal, 2004; Chan y Jegadeesh, 2004; Livingston, Naranjo y Zhou, 2005; Morgan, 2002); v) deficiencias en el contenido informativo (Cantor y Packer, 1995; Hite y Warga, 1997; Czarnitzki y Kraft, 2004; Bissoondoyal, 2004). Adicionalmente, Gurrola y López (2009) argumentan que el *rating* puede resultar un método restringido, ya sea por el costo asociado con la calificación, o por el tipo y número de observaciones requeridas para la construcción de las matrices de transición correspondientes.

Primas de riesgo, spreads

Entre los estudios que intentan resolver algunas de las limitaciones anteriores destacan Cantor (2004); Crouhy, Galai and Mark (2000) y Partnoy (2001), quienes sugieren utilizar, como aproximación de la capacidad de endeudamiento, los *spreads* de crédito en lugar de los *ratings* bajo el argumento que aquellos fluctúan por condiciones de equilibrio a los cambios en el mercado de capitales, que a su vez afectan el riesgo de crédito para todos los *ratings* (Bielecki y Rutkowski, 2000; Chan y Jegadeesh, 2004; Delianedis and Geske, 2003; Farnsworth and Li, 2007; Chan y Jegadeesh, 2004; Löffler, 2004).

La teoría de la valuación de activos sugiere que el precio actual debe ser igual al pago esperado en el futuro, descontado por un factor que capture el nivel de riesgo asociado con dicho flujo así, los activos más riesgosos deben ofrecer primas de riesgo o *spreads* superiores a los rendimientos que ofrecen los activos libres de riesgo. Entre los trabajos que utilizan la noción de primas de riesgo o *spreads*, en el contexto del riesgo de crédito se encuentran Altman y Saunders (1998) quienes encuentran que los cambios en la calidad crediticia afectan el costo de capital, los *spreads* de crédito y rendimientos de bonos. Delianedis y Geske (2003) aseguran que los precios de mercado anticipan cambios inminentes meses antes que los refleje el *rating*. Para Hull, Predescu y White (2004) la calidad crediticia se captura por el *spread* de *swap* de crédito y el *rating*. Bielecki y Rutkowski (2000) desarrollan un enfoque markoviano para modelar la intensidad de la migración del riesgo de incumplimiento, utilizando *spreads* de crédito. Wei (2003) utiliza un modelo multifactorial de cadenas de Markov para capturar la migración del *rating* y del *spread* de crédito, aplicable tanto a la deuda soberana y corporativa. Steven y Karsten (1999) documentan que los *spreads* en mercados emergentes tienen una fuerte relación con la calificación crediticia. Similarmente, Altman (2005) introduce un modelo de puntuación para mercados emergentes, en el que se integran diversos factores entre los que destaca una medida de *spread*;

mientras que Sy (2002) señala que en dichos mercados, los *spreads* de bonos sobre sus similares de Estados Unidos son un indicador del costo de capital al que aquellos pueden acceder a los mercados internacionales de capitales y presenta evidencia de que tales primas de riesgo incorporan las expectativas de cambios esperados en el *rating*. En otro estudio, Sy (2003) muestra que las variables macroeconómicas pueden determinar las probabilidades de crisis financieras (monetarias y crediticias) y se propone definir las a partir de *spreads*. Finalmente, cabe destacar el argumento de Partnoy (2001) quien, en una severa crítica a las agencias calificadoras, asegura que el *rating* tiene alto valor de mercado, pero poco valor informativo y sugiere tomar como aproximación al riesgo de incumplimiento el *spread* de crédito en lugar del *rating*.

Razones financieras

Las razones financieras sirven para múltiples propósitos, desde herramientas descriptivas del desempeño histórico de una empresa, hasta como insumos en modelos que pretenden la predicción del deterioro financiero de las organizaciones. Un supuesto implícito en los modelos de predicción es que posibilitan la detección temprana de señales de deterioro y permiten llevar a cabo acciones correctivas oportunas para evitar el incumplimiento y, en última instancia, la quiebra (Mohd, Helmi, Munuswamy y Yap, 2011). Bhunia y Sarkar (2011) aseguran que un sistema de alertas tempranas basado en el uso de razones y capaz de anticipar tensiones financieras, podría disminuir sustancialmente el riesgo de pérdidas a causa del incumplimiento de obligaciones financieras. Entre las primeras aplicaciones de las razones financieras al riesgo de crédito, resaltan los estudios de Patrick (1932)⁷ quien al analizar 19 indicadores concluye que el rendimiento del capital contable y la razón capital contable a deuda total son las dos variables que mejor ayudan a explicar el deterioro financiero; mientras que para Winakor y Smith (1935) la razón de capital de trabajo neto a activos era un indicador más preciso. Merwin (1942), asegura que las razones para el pronóstico de la “descontinuación” de una empresa son: razón circulante, capital de trabajo neto a total de activos y capital contable a deuda total. Posteriormente, Hickman (1958) llegó a la conclusión de que los indicadores que mejor pronosticaban el incumpli-

⁷ Aunque Beaver (1966) e Ibarra (2006) aseguran que en 1908 William M. Rosendale ya utilizaba el concepto de las razones financieras.

miento sobre emisiones de bonos eran la razón de interés ganado y la razón beneficio neto a ventas. Con el uso de herramientas estadísticas más sofisticadas, se desarrolló la capacidad de realizar análisis más robustos como, por ejemplo, el estudio de Beaver (1966),⁸ quien encontró que a través de las razones financieras es posible anticiparse cinco años a la quiebra y, al analizar 30 razones, concluyó que las tres que mejor predicen la quiebra son: flujo de efectivo a deuda total, utilidad neta a activo total y deuda total a activo total. Dos años después Altman (1968) amplió el estudio de Beaver y usando análisis discriminante múltiple -ADM- propone el Modelo Z para predicción de quiebras; de las 22 razones que originalmente incluyó en su estudio, sólo 5 llegaron a formar parte del modelo final: capital de trabajo a activos totales, beneficios retenidos a activos totales, beneficios antes de intereses e impuestos a activos totales, valor de mercado de capital a valor contable de la deuda y ventas a activos totales. Ohlson (1980), al desarrollar algunas críticas importantes sobre sus predecesores y mediante una forma novedosa de análisis -la técnica econométrica de logit condicionado-, identifica cuatro factores estadísticamente significativos que afectan la posibilidad de quiebra: tamaño de la empresa, medidas de la estructura financiera, medidas de su desempeño financiero y medidas de su actual nivel de liquidez.

A partir de los ochenta se desarrollaron programas estadísticos que impactaron decisivamente en el mundo de la investigación científica, al facilitar la reducción y análisis de grandes cantidades de información (Hair, Anderson, Tatham y Black; 1999; Ibarra, 2006). Lo anterior se puede apreciar al revisar la forma en que evolucionó la complejidad de los modelos sobre riesgo de crédito, al pasar por análisis estadísticos univariados, análisis multivariado, ADM, análisis lineal de probabilidades, análisis logit y probit, procesos de ajuste parcial, redes neuronales y más recientemente, algoritmos genéticos.

Altman y Saunders (1998) presentan un excelente recuento de la evolución de la literatura acerca de la medición del riesgo crediticio en los 20 años previos, iniciando con aquellos sistemas que se fundamentaban en el análisis de algunas características del deudor, específicamente las cuatro "c" del crédito. Poco después y a partir de las innovaciones en la investigación sobre el tema del riesgo de crédito, los métodos de análisis fueron cambiando hacia

⁸ Para Ibarra (2006), Beaver (1966) es pionero en los estudios que incluyen el uso de razones financieras con el objetivo de inferir sobre el fracaso empresarial ya que, en estudios previos, la efectividad de tales indicadores como variables explicativas, no había sido empíricamente contrastada.

sistemas basados en información contable; en su estudio presentan múltiples aplicaciones, entre los que vale la pena destacar dos tipos de modelos: i) univariados, en donde se comparan varias razones financieras clave contra algún estándar sectorial y ii) multivariados, en donde razones financieras son combinadas y ponderadas para producir clasificaciones de crédito o medidas de probabilidades de incumplimiento.

Entre los estudios más recientes sobre riesgo de crédito que utilizan las razones financieras destacan Bahiraie, Azhar, e Ibrahim, (2009) quienes proponen un nuevo enfoque, el llamado *share risk*, que mide el riesgo financiero mediante la predicción de bancarrotas a través del análisis de razones financieras. Goyal y Frank (2009) evalúan la importancia relativa de ciertos factores en las decisiones de estructura de capital de empresas públicas de EUA mediante el uso de razones financieras. Amato and Furfine (2004) presentan un modelo de determinación de *rating* que toma en cuenta factores contables como aproximaciones del riesgo financiero. Philosophov y Philosophov (2002) construyen un algoritmo de pronóstico de quiebras financieras a partir de factores independientes, incluyendo razones financieras, mediante un enfoque bayesiano. Por su parte, Shumway (2001) propone un modelo simple para predecir la bancarrota que toma en cuenta el dinamismo de las condiciones de la empresa y la información disponible.

Más recientemente, Yang y Chuang (2010) argumentan las ventajas del análisis de razones desde una perspectiva dinámica con el fin de aprovechar toda la información que se puede generar. Bhunia y Sarkar (2011) emplean 16 razones financieras y la técnica de ADM para generar un modelo de clasificación entre empresas sanas y aquellas que enfrentan serios problemas financieros. Rashid y Abbas (2011) estudian, mediante la técnica de ADM, 24 razones financieras que describen la situación de las empresas encontrando que el modelo más eficiente incluye a las razones de ventas a total de activos, EBIT a pasivos circulantes y la razón de flujo de efectivo. Mohd, Helmi, Munuswamy y Yap (2011) extienden los resultados de Beaver (1966) utilizando las seis razones financieras originales; en su estudio parten de la idea de que el fracaso empresarial tiene efectos negativos que se diseminan entre los agentes relacionados con la organización, como proveedores, clientes, empleados y acreedores en general.

La mayoría de los estudios que utilizan razones financieras en relación al riesgo de crédito han sido realizados en un contexto internacional, predominando aquellos centrados en la economía estadounidense. Entre la eviden-

cia empírica en el mercado mexicano destaca Lord (2008) quien utiliza ocho razones financieras para evaluar el desempeño de empresas mexicanas que cotizan en mercados bursátiles de Estados Unidos. En un estudio realizado en la industria lechera, Villegas y Valladares (2005) consideran la información financiera como uno de los factores importantes al desarrollar estrategias y tácticas empresariales. Rodríguez y Venegas (2010) y Marín, Mondragón y Antón (2011), realizan interesantes estudios en el contexto del sector bancario mexicano. Rodríguez y Venegas (2010) destacan la utilidad de las razones financieras como medio de lograr un mejor entendimiento de las condiciones financieras generales de las organizaciones; mientras que Marín, Mondragón y Antón (2011) confirman la utilidad de las razones financieras para clasificar y predecir escenarios de insolvencia financiera.

3. Aspectos metodológicos

Analizamos la relación lineal entre la tasa de cambio de los *spreads* de la deuda y el cambio en la situación financiera de empresas que cotizan en la BMV, capturado a través de razones financieras clave. El estudio contempla 21 años de observaciones comprendidas entre marzo de 1990 y septiembre de 2011. La información se obtuvo de los estados financieros reportados por Economática; la muestra considera a todas aquellas emisoras con al menos 79 observaciones trimestrales completas.⁹ En la Tabla 1 se muestra la lista de aquellas emisoras que sí reunieron a cabalidad nuestra especificación, su clasificación sectorial, clave de cotización y la cantidad de periodos trimestrales a considerar en el estudio.

La variable dependiente, la tasa de cambio del *spread* de la deuda, se construye en los términos de Gurrola y López (2009) y López y Gurrola (2011). En primer lugar se calcula el costo anualizado de la deuda usando como numerador los gastos por intereses y como denominador aquellas partidas que representan un pasivo contractual sujeto a pago de intereses; posteriormente se anualiza el costo de la deuda y se le resta la tasa libre de riesgo en la economía

⁹ Se excluyen empresas del sector financiero debido a la heterogeneidad en la información capturada por sus razones financieras, según se justifica en Shumway (2001) y Livingston, Naranjo y Zhou (2005). Por otro lado, si bien la base de datos Economática contiene información para al menos 37 emisoras, 25 de ellas no cumplieron totalmente los requerimientos de información necesarios para la parametrización de nuestro modelo, especialmente para la construcción de la variable dependiente.

Tabla 1. Emisoras consideradas en el estudio.

Emisora	Clave	Sector	Datos
Accel, S.A.B. de C.V.	ACCEL	Industrial	82
Alfa, S.A.B. de C.V.	ALFA	Industrial	86
Grupo Carso, S.A.B. de C.V.	GCARSO	Industrial	86
Altos Hornos de México, S.A. de C.V.	AHMSA	Materiales	79
Compañía Minera Autlán, S.A.B. de C. V.	AUTLAN	Materiales	86
Grupo Cementos de Chihuahua, S.A.B. de C.V.	GCC	Materiales	83
Cemex, S.A.B. de C.V.	CEMEX	Materiales	81
Industrias Peñoles, S. A.B. de C. V.	PEÑOLES	Materiales	86
Vitro, S.A.B. de C.V.	VITRO	Materiales	82
Grupo Bimbo, S.A.B. de C.V.	BIMBO	Productos de consumo frecuente	85
Grupo la Moderna, S.A.B. de C.V.	GMODERN	Productos de consumo frecuente	82
Grupo Martí, S.A.B. de C.V.	GMARTI	Serv. y bienes de consumo no básicos	83

Fuente: Económica, con información generada por la Bolsa Mexicana de Valores.

mexicana (CETES a 28 días, anualizada), y se obtiene de esa forma una prima de riesgo o *spread*; finalmente se calcula la tasa de crecimiento del *spread*.¹⁰ Las variables explicativas utilizadas en la modelación atienden a la evidencia empírica ofrecida en la sección anterior; de las 15 razones financieras que se consideraron en primera instancia, sólo 10 se incluyeron en la modelación final.¹¹ En la Tabla 2 se presentan las variables incluidas en la especificación econométrica junto a la notación y clasificación empleadas.

Como se puede apreciar en la Tabla 2, en la segunda columna se muestra la forma en que se calcula cada una de las razones financieras mientras que en columna "Variable" se muestra el nombre con el que se incluyen en la modelación. Es preciso mencionar que, en función del objetivo del estudio, se utilizan las tasas de crecimiento de las razones financieras para la modelación. Adicionalmente, es importante mencionar que la construcción de todas

¹⁰ Para mayor detalle de las etapas del cálculo, revisar Gurrola y López (2009) y López y Gurrola (2011).

¹¹ Las variables descartadas por problemas de multicolinealidad, según las prueba de inflación de la varianza –VIF–, son: CS/PT, AC/PC, CT/AT, ROA y EBIT/AT.

Tabla 2. Variables independientes.

Clasificación	Razones financieras	Variable
Tamaño de la empresa	1) Logaritmo de activo total	LOGA
Estructura financiera	2) pasivo total/ activo total	PT/AT
Desempeño financiero	3) ventas/activo total	VTA/AT
Liquidez	4) (activo circulante -inventarios)/pasivo circulante	ACIDO
	5) utilidades retenidas/activo total	UTRet/AT
Rentabilidad	6) utilidad neta/ventas	MgN
	7) utilidad neta/ capital social	ROE
Cobertura	8) EBIT/intereses	EBIT/INT
Flujo de efectivo	9) flujo de efectivo generado por la operación/pasivo total	FEOP/PT
Apalancamiento	10) pasivo total/capital social	PT/CS

Fuente: Selección propia, con base en la revisión de la literatura.

las variables se inició con un ejercicio de desagregación de las partidas que integran los estados de resultados de las emisoras de la muestra ya que, en el formato publicado por la BMV, dichas partidas reflejan no sólo el resultado correspondiente a cada trimestre, sino que acumulan los de los trimestres anteriores, para reiniciar la acumulación al final de cada año.

Asimismo, es preciso destacar que con la finalidad de evaluar el potencial conflicto entre las Normas de Información Financiera (NIF) con las normas internacionales (IFRS¹²), se revisaron las bases de elaboración de los estados financieros de las emisoras consideradas en este estudio; revelando dicho análisis que 11 de las 12 emisoras presentaron sus estados financieros al tercer trimestre de 2011, fecha límite en la información considerada, de acuerdo a las NIF; siendo PEÑOLES la única empresa que empleo las IFRS en la preparación de sus reportes financieros, pero haciéndolo únicamente por el ejercicio 2011, es decir, este cambio afecta sólo a 3 de los 86 periodos trimestrales de dicha emisora.

Con la finalidad de verificar si las variables escogidas no presentan un problema de raíz unitaria utilizamos la prueba de Dickey-Fuller Aumentada; en la Tabla 3 se muestran los resultados, así como el orden de integración de cada variable.¹³

¹² International Financial Reporting Standards.

¹³ Las pruebas se realizaron con la versión 5.0 del paquete estadístico Eviews.

Tabla 3. Pruebas de raíz unitaria.

Variable	ACCEL			ALFA			ALTOS HORNOS			AUTLAN		
	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value
SPREAD	0	-8.99	0.0000	0	-8.94	0.0000	0	-8.785	0.0000	0	-9.22	0.0000
A	0	-9.37	0.0000	0	-8.02	0.0000	1	-10.859	0.0001	0	-5.24	0.0000
PT/AT	0	-10.07	0.0000	0	-7.54	0.0000	0	-13.074	0.0001	0	-8.88	0.0000
VTAS/AT	0	-10.26	0.0000	0	-10.09	0.0000	0	-4.266	0.0011	0	-10.16	0.0000
ACIDO	0	-11.86	0.0001	0	-10.42	0.0000	0	-21.215	0.0001	0	-11.07	0.0001
UT Ret/AT	0	-9.02	0.0000	0	-10.89	0.0001	0	-17.614	0.0001	0	-8.86	0.0000
MgN	0	-9.23	0.0000	0	-9.02	0.0000	0	-8.828	0.0000	0	-8.92	0.0000
ROE	0	-9.50	0.0000	0	-8.74	0.0000	0	-8.406	0.0000	0	-8.56	0.0000
EBIT/INT	0	-8.60	0.0000	0	-8.67	0.0000	0	-8.449	0.0000	0	-9.44	0.0000
FEOP/PT	0	-8.07	0.0000	0	-10.30	0.0000	0	-8.456	0.0000	0	-9.14	0.0000
PT/CS	0	-8.93	0.0000	0	-9.24	0.0000	0	-4.525	0.0004	0	-9.23	0.0000

Variable	BIMBO			GCC			CEMEX			GMARTI		
	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value
SPREAD	0	-9.22	0.0000	0	-6.50	0.0000	0	-8.88	0.0000	0	-9.28	0.0000
A	0	-8.69	0.0000	0	-7.52	0.0000	0	-8.91	0.0000	0	-10.51	0.0001
PT/AT	0	-10.19	0.0000	0	-4.93	0.0001	0	-11.10	0.0001	0	-9.54	0.0000
VTAS/AT	0	-8.12	0.0000	0	-10.01	0.0000	0	-10.88	0.0001	0	-11.89	0.0001
ACIDO	0	-13.32	0.0001	0	-10.83	0.0001	0	-12.89	0.0001	0	-9.52	0.0000
UT Ret/AT	1	-9.77	0.0000	0	-10.77	0.0001	0	-9.66	0.0000	0	-9.27	0.0000
MgN	0	-7.50	0.0000	0	-8.95	0.0000	0	-9.26	0.0000	0	-9.27	0.0000
ROE	1	-17.71	0.0001	0	-9.09	0.0000	0	-9.17	0.0000	0	-9.31	0.0000
EBIT/INT	0	-9.13	0.0000	0	-6.66	0.0000	0	-3.42	0.0131	0	-7.76	0.0000
FEOP/PT	0	-9.63	0.0000	0	-7.41	0.0000	0	-9.42	0.0000	0	-8.95	0.0000
PT/CS	0	-5.10	0.0001	0	-4.65	0.0003	0	-9.10	0.0000	0	-9.53	0.0000

Variable	GCARSO			LA MODERNA			PEÑOLES			VITRO		
	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value
SPREAD	0	-8.91	0.0000	0	-9.08	0.0000	0	-9.22	0.0000	0	-8.99	0.0000
A	0	-18.95	0.0001	0	-11.24	0.0001	0	-6.07	0.0000	0	-9.15	0.0000
PT/AT	0	-9.51	0.0000	0	-9.69	0.0000	0	-10.97	0.0001	0	-7.84	0.0000
VTAS/AT	0	-10.46	0.0000	0	-9.89	0.0000	0	-10.16	0.0000	0	-9.52	0.0000
ACIDO	0	-9.19	0.0000	0	-5.37	0.0000	0	-10.03	0.0000	0	-8.20	0.0000
UT Ret/AT	0	-10.00	0.0000	0	-11.95	0.0001	na	na	na	0	-7.76	0.0000
MgN	0	-8.84	0.0000	0	-9.01	0.0000	0	-9.03	0.0000	0	-9.37	0.0000
ROE	0	-9.09	0.0000	0	-9.07	0.0000	0	-8.86	0.0000	0	-9.48	0.0000
EBIT/INT	0	-9.33	0.0000	0	-7.60	0.0000	0	-9.54	0.0000	0	-9.11	0.0000
FEOP/PT	0	-3.04	0.0352	0	-8.91	0.0000	0	-9.25	0.0000	0	-9.50	0.0000
PT/CS	0	-11.49	0.0001	0	-11.03	0.0001	0	-10.19	0.0000	0	-9.12	0.0000

Fuente: Elaboración propia con datos de las emisoras.

Como se puede apreciar en la información ofrecida en la Tabla 3, es posible verificar el comportamiento estacionario de las series utilizadas lo que a su vez garantiza que las relaciones obtenidas en el proceso de modelación no sean espurias. Una vez comprobado el comportamiento estacionario de las series analizadas se sometió a prueba el modelo cuya especificación econométrica se expresa en la ecuación siguiente:

$$y_i = \alpha + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta A_i + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta \left(\frac{PT}{AT}\right)_i + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta \left(\frac{VTA}{AT}\right)_i + \quad (1)$$

$$+ \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta ACIDO_i + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta \left(\frac{UTRet}{AT}\right)_i + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta MgN_i +$$

$$\sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta ROE_i + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta \left(\frac{EBIT}{INT}\right)_i + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta \left(\frac{FEOP}{PT}\right)_i + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta \left(\frac{PT}{CS}\right)_i + \varepsilon_t$$

Donde y_i representa el *spread* del costo de la deuda de la emisora, α representa el intercepto de la ecuación y β_i es el coeficiente asociado a los valores rezagados de las tasas de crecimiento de las variables independientes presentadas en la Tabla 2.

Resultado de las estimaciones econométricas

La modelación dinámica de la tasa de crecimiento del *spread* de la deuda se especifica con un intercepto y con los valores actuales y rezagados¹⁴ de las variables explicativas presentadas en la Tabla 2. La estimación por MCO,¹⁵ que se llevó a cabo usando la matriz de Newey y West —robusta a heteroscedasticidad y autocorrelación—, sigue el enfoque de lo general a lo específico propuesto por David Hendry.¹⁶ La estimación de los parámetros relevantes se lleva a cabo mediante un proceso de reducción secuencial, en cada fase se verifica que las variables con coeficientes no significativos sean retiradas de la especificación propuesta y al mismo tiempo mejoren los criterios de selección (estadístico F y los criterios de Schwarz, Akaike y de Hannan-Quinn). El proceso continúa hasta que todos los parámetros son significativos logrando así un modelo restringido parsimonioso. En la Tabla 4 se presentan los resul-

¹⁴ Se incluyen cuatro rezagos con la intención de capturar la dinámica anual, en virtud de que los estados financieros de las emisoras de la BMV se elaboran trimestralmente.

¹⁵ Mediante el paquete econométrico gretl —GnuRegression, Econometrics and Time-series Library— versión 1.7.9; disponible en <http://gretl.sourceforge.net>.

¹⁶ Quien propone que al abordar procesos estocásticos es importante iniciar con una especificación tan amplia como sea posible según lo permita la fundamentación teórica y el conocimiento previo del proceso en cuestión.

Tabla 4. Resultado de las estimaciones.

Variable	ACCEL			ALFA			ALTOS HORNOS			AUTLAN		
	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value
SPREAD	0	-8.99	0.0000	0	-8.94	0.0000	0	-8.785	0.0000	0	-9.22	0.0000
A	0	-9.37	0.0000	0	-8.02	0.0000	1	-10.859	0.0001	0	-5.24	0.0000
PT/AT	0	-10.07	0.0000	0	-7.54	0.0000	0	-13.074	0.0001	0	-8.88	0.0000
VTAS/AT	0	-10.26	0.0000	0	-10.09	0.0000	0	-4.266	0.0011	0	-10.16	0.0000
ACIDO	0	-11.86	0.0001	0	-10.42	0.0000	0	-21.215	0.0001	0	-11.07	0.0001
UT Ret/AT	0	-9.02	0.0000	0	-10.89	0.0001	0	-17.614	0.0001	0	-8.86	0.0000
MgN	0	-9.23	0.0000	0	-9.02	0.0000	0	-8.828	0.0000	0	-8.92	0.0000
ROE	0	-9.50	0.0000	0	-8.74	0.0000	0	-8.406	0.0000	0	-8.56	0.0000
EBIT/INT	0	-8.60	0.0000	0	-8.67	0.0000	0	-8.449	0.0000	0	-9.44	0.0000
FEOP/PT	0	-8.07	0.0000	0	-10.30	0.0000	0	-8.456	0.0000	0	-9.14	0.0000
PT/CS	0	-8.93	0.0000	0	-9.24	0.0000	0	-4.525	0.0004	0	-9.23	0.0000

Variable	BIMBO			GCC			CEMEX			GMARTI		
	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value
SPREAD	0	-9.22	0.0000	0	-6.50	0.0000	0	-8.88	0.0000	0	-9.28	0.0000
A	0	-8.69	0.0000	0	-7.52	0.0000	0	-8.91	0.0000	0	-10.51	0.0001
PT/AT	0	-10.19	0.0000	0	-4.93	0.0001	0	-11.10	0.0001	0	-9.54	0.0000
VTAS/AT	0	-8.12	0.0000	0	-10.01	0.0000	0	-10.88	0.0001	0	-11.89	0.0001
ACIDO	0	-13.32	0.0001	0	-10.83	0.0001	0	-12.89	0.0001	0	-9.52	0.0000
UT Ret/AT	1	-9.77	0.0000	0	-10.77	0.0001	0	-9.66	0.0000	0	-9.27	0.0000
MgN	0	-7.50	0.0000	0	-8.95	0.0000	0	-9.26	0.0000	0	-9.27	0.0000
ROE	1	-17.71	0.0001	0	-9.09	0.0000	0	-9.17	0.0000	0	-9.31	0.0000
EBIT/INT	0	-9.13	0.0000	0	-6.66	0.0000	0	-3.42	0.0131	0	-7.76	0.0000
FEOP/PT	0	-9.63	0.0000	0	-7.41	0.0000	0	-9.42	0.0000	0	-8.95	0.0000
PT/CS	0	-5.10	0.0001	0	-4.65	0.0003	0	-9.10	0.0000	0	-9.53	0.0000

Variable	GCARSO			LA MODERNA			PEÑOLES			VITRO		
	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value	Orden	t	p-value
SPREAD	0	-8.91	0.0000	0	-9.08	0.0000	0	-9.22	0.0000	0	-8.99	0.0000
A	0	-18.95	0.0001	0	-11.24	0.0001	0	-6.07	0.0000	0	-9.15	0.0000
PT/AT	0	-9.51	0.0000	0	-9.69	0.0000	0	-10.97	0.0001	0	-7.84	0.0000
VTAS/AT	0	-10.46	0.0000	0	-9.89	0.0000	0	-10.16	0.0000	0	-9.52	0.0000
ACIDO	0	-9.19	0.0000	0	-5.37	0.0000	0	-10.03	0.0000	0	-8.20	0.0000
UT Ret/AT	0	-10.00	0.0000	0	-11.95	0.0001	na	na	na	0	-7.76	0.0000
MgN	0	-8.84	0.0000	0	-9.01	0.0000	0	-9.03	0.0000	0	-9.37	0.0000
ROE	0	-9.09	0.0000	0	-9.07	0.0000	0	-8.86	0.0000	0	-9.48	0.0000
EBIT/INT	0	-9.33	0.0000	0	-7.60	0.0000	0	-9.54	0.0000	0	-9.11	0.0000
FEOP/PT	0	-3.04	0.0352	0	-8.91	0.0000	0	-9.25	0.0000	0	-9.50	0.0000
PT/CS	0	-11.49	0.0001	0	-11.03	0.0001	0	-10.19	0.0000	0	-9.12	0.0000

Notas: a) ***, **, * , indican el 1%, 5% y 10% de significancia, respectivamente;
b) ns = no significatividad; c) Schwarz = criterio Bayesiano de Schwarz.

tados de las estimaciones econométricas.¹⁷ Como puede observarse, el 60% de los coeficientes representan impactos significativos sobre la explicación de la variable dependiente. La mayor proporción, es decir, en el 70% de los casos, los coeficientes alcanzan una significancia del 1%; 20% del 5%; y el 10% restante, una del 10%. Las características de las emisoras que mejor explican la tasa de cambio del *spread* de la deuda son la estructura financiera y el apalancamiento (69% de impactos significativos). En seguida el tamaño y desempeño de los activos (64% de coeficientes significativos). La cobertura de intereses y el flujo de efectivo resultan significativos sólo en el 47% de los casos; en tanto que los dos atributos que impactan con menor fuerza a la variable dependiente son la rentabilidad y la liquidez (significativos en el 53% y 42% de los casos, respectivamente).

Al analizar la forma en que la tasa de crecimiento del *spread* de las empresas de la muestra son explicadas por la tasa de crecimiento de los valores contemporáneos y rezagados de las razones financieras modeladas, la Tabla 4 muestra que las emisoras cuyas primas de riesgo son más sensibles a las variables independientes son PEÑOLES y AMHSA; le siguen GCC, GCARSO y ACCEL. Los resultados de las estimaciones muestran que en los casos de VITRO y CEMEX el 54% y 52% de los coeficientes son significativos, respectivamente. Para ALFA y AUTLAN, la importancia de los factores independientes modelados alcanzó valores significativos solamente en el 38% de los casos.

Conclusiones

Este estudio ofrece evidencia empírica robusta sobre la existencia de una relación lineal de dependencia entre las primas de riesgo -*spreads*- del costo de la deuda y la situación financiera de la empresa, capturada a través de razones financieras clave de emisoras que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores, en el periodo comprendido de junio de 1990 a septiembre de 2011. Los resultados de la modelación econométrica corroboran la hipótesis inicial en el sentido de que es posible utilizar una metodología alternativa a la calificación de crédito para evaluar el riesgo de incumplimiento de una emisora pues, si es posible modelar el comportamiento del *spread* mediante un conjunto de

¹⁷ Por motivos de espacio se presenta sólo el modelo reducido, destacando que GMARTI no presentó coeficientes significativos y GMODERN únicamente lo hizo, al 10%, para el caso del ROE contemporáneo.

razones financieras cuya capacidad explicativa ha sido previamente evaluada, entonces también es posible inferir una mejoría o deterioro de las condiciones financieras de la empresa e, indirectamente, de su riesgo crediticio.

Según se propone en Gurrola y López (2009) la variable dependiente (tasa de crecimiento del *spread*) se construye con información de los estados financieros de las emisoras analizadas, bajo el supuesto de que ésta fluctúa en función de la situación financiera de la empresa y sus posibilidades de incumplimiento y por consecuencia, cuando sus acreedores exigen una mayor prima por el riesgo adicional.

Esta investigación contribuye a la literatura sobre la Administración del Riesgo de Crédito en tres aspectos, en primer lugar presenta evidencia de la forma en que los *spreads* de deuda, como aproximación del riesgo de incumplimiento, puede ser modelado mediante el empleo de las razones financieras de la propia empresa; así los resultados de las estimaciones sugieren que la tasa de cambio del *spread* se explica principalmente por la estructura financiera de la empresa. El tamaño de la empresa y la eficiencia con que ésta utiliza sus activos son las dos características analizadas que comparten el segundo lugar en importancia, seguidas de la forma en que da servicio a la deuda y la generación de flujo de efectivo. Las variables que parecen ser menos importantes para explicar la evolución de la prima de riesgo o *spread* son la rentabilidad y la liquidez. Lo anterior supone ciertas ventajas para las empresas ante la posibilidad de que, mediante el análisis de la información contenida en sus estados financieros, sea posible mejorar el entendimiento de la dinámica de su perfil de riesgo de incumplimiento en el tiempo.

Los resultados del análisis sugieren que la totalidad de los factores modelados en la especificación econométrica tienen impacto significativo sobre la evolución de la prima que pagan los corporativos mexicanos contenidos en la muestra: por lo tanto, la segunda contribución del estudio sugiere que la dinámica del *spread* es capturada, en buena medida, no sólo por el comportamiento actual de las variables explicativas, sino que la información histórica contenida en la información rezagada, la cual resultó también estadísticamente relevante para explicar nuestra variable dependiente.

En tercer lugar, los resultados ofrecidos se suman a las propuestas que consideran que el *spread* de crédito puede ser utilizado como una aproximación a la medición del riesgo de incumplimiento al capturar información de cambios importantes sobre la situación financiera de las empresas. Este hallazgo puede contribuir a la elaboración de sistemas de monitoreo, como estrategia para la administración del riesgo de crédito en las empresas.

En resumen, lo anteriormente expuesto puede ser utilizado como una respuesta a los continuos señalamientos de organismos internacionales en el sentido de que la principal causa de los casos de incumplimiento están directamente relacionados a laxos estándares de crédito, pobre administración de riesgo de portafolios o falta de atención hacia cambios económicos u otras circunstancias que pueden afectar el deterioro en la exposición al riesgo. El tomador de decisiones actúa en un medio cargado de incertidumbre que, si bien nunca será eliminado, es posible, hasta cierto punto, cuantificar y reducir su impacto en la vida económica de las empresas; como afirma Hayek (citado en Bertalanffy, 1976), ante la existencia de distintos grados de explicación científica y de campos complejos, teóricamente poco desarrollados, tenemos que conformarnos con una “explicación en principio” así, la explicación en principio es mejor que la falta de explicación.

Bibliografía

- Altman, E. (1968). “Financial Ratios, Discriminant Analysis, & the Prediction of Corporate Bankruptcy”. *Journal of Finance*. Vol. 22, pp. 589-609.
- . & Kao D. (1992). “The implications of Corporate Bond Ratings Drift”. *Financial Analysts Journal*. Vol. 48, pp. 64-75.
- . & Saunders, A. (1998). “Credit Risk Measurement: Developments over the last 20 years”. *Journal of Banking & Finance*. Vol. 21, pp. 1721-1742.
- . (2000). “Predicting financial distress of companies: revisiting the Z-Score & ZETA models”. *New York University, Leonard N. Stern School; NYU-STERN; Research-publications*.
- . (2005). “An emerging market credit scoring system of corporate bonds”. *Emerging Markets Review*. Vol. 6, pp 311-323.
- . & Rijken, H. (2006). “A Point-in-Time Perspective on Through-the-Cycle Ratings”. *Financial Analysts Journal*. Vol. 62, núm. 1, pp 54-70.
- Amato, J. & Furfine, C. (2004). “Are credit ratings procyclical?”. *Journal of Banking & Finance*. Vol. 28, pp 2641-2677.
- Bahiraie, A.; Azhar, A. K. M. & Ibrahim, N. A. (2010). “Logistic robust method to new generalized geometric credit risk approach”. *Applied Mathematical Sciences*. Vol. 4, pp. 51 – 64.
- Beaver, W. (1966). “Financial Ratios as Predictors of Failure”. *Empirical Research in Accounting: Selected Studies. Supplement to Journal of Accounting Research*, pp. 71-111.

- Benell, J. & Crabbe, D. & Thomas, S. & Gwilym, O. (2006). "Modelling sovereign credit ratings: Neural networks versus ordered probit". *Expert Systems with Applications*. Vol. 30, 415-425.
- Bertalanffy, L. (1976). *Teoría General de los Sistemas*. México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Bhunia, A. y Sarkar, R. (2011). "A Study of Financial Distress based on MDA". *Journal of Management Research*. Vol. 3, pp. 1-11.
- Bielecki, T. & Rutkowski M. (2000). "Multiple Ratings Model of Defaultable Term Structure". *Mathematical Finance*. Vol. 10, núm. 2, pp. 125-139.
- BIS. Bank of International Settlements (1999). "Credit Risk Modelling: Current Practice & Applications". *Basel Committee on Banking Supervision working papers series*. Recuperado el 13 de octubre de 2011 de <http://www.bis.org/publ/bcbs49.htm>
- Bissoondoyal-Bheenick, E. (2004). "Rating timing differences between the two leading agencies: Standard & Poor's & Moody's". *Emerging Markets Review*. Vol. 5, pp. 361-378.
- Cantor, R. (2004). "An introduction to recent research on credit ratings". *Journal of Banking & Finance Editorial*. Vol. 28, pp. 2565-2573.
- _____ y Packer, F. (1995). "The Credit Rating Industry". *The Journal of Fixed Income*. Vol. 5, núm. 3, pp. 10-34.
- _____ & Packer, F. (1996). "Determinants & Impact of Sovereign Credit Ratings". *Economy Policy Review, october issue*. pp 37-53.
- Chan, K. & Jegadeesh, N. (2004). "Market-Based Evaluation for Models to Predict Bond Ratings". *Review of Pacific Basin Financial Markets & Policies*. Vol. 7, pp 153-172.
- Chen, W. & Shin, J. (2006). "A study of Taiwan's issuer credit rating system using support vector machines". *Expert Systems with Applications*. Vol. 30, pp. 427-435.
- Crouhy, M. & Galai, D. & Mark, Robert. (2000). "A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models". *Journal of Business & Finance*. Vol. 24, pp 59-117.
- _____ (2001). "Prototype risk rating system". *Journal of Banking & Finance*. Vol. 25, pp 47-95.
- Czarnitzki, D. & Kraft, K. (2004). "Are Credit Ratings Valuable Information?". *Centre for European Economic Research. Discussion Paper*. Núm. 04-07.
- Delianedis, G. & Geske, R. (2003). "Credit Risk & Neural Default Probabilities: Information about Rating Migrations & Defaults". *European Finance Association. EFA Annual Conference*. Paper núm. 962.

- Demyanyk, Y. S. & Van H, O. (2008). "Understanding the Subprime Mortgage Crisis". *Social Science Reserch Network, Working Papers Series*. Recuperado el 26 de mayo de 2009 de: <http://ssrn.com/abstract=1020396>.
- Eiteman, D. & Stonehill, A. & Moffett, M. (2001). *Multinational Business Finance*. Addison Wesley Longman Pearson Education. 9th edition.
- Farnsworth, H. & Li, T. (2007). "The Dynamics of Credit Spreads and Ratings". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol 2, núm. 3.
- Fitz Patrick, P. (1932). "A comparison of ratios of successful industrial enterprises with those of failed firms". *Certified Public Accountant, October*. pp. 598-605.
- Fuertes, A. & Kalotychou, E. (2005). "On Sovereign Credit migration: Small-sample Properties & Rating Evolution". *Faculty of Finance, Cass Business School, City University London*. Working paper 0105.
- Garrido, C. & García, G. (2009). "Bancarización centrada en el crédito al consumo y opacidad regulatoria. Una nota sobre el sistema financiero mexicano ante la crisis global". *El Cotidiano en línea*. Vol. 24, Recuperado el 15 de marzo de 2010 de: <http://redalyc.uaemex.mx/src/inicio/ArtPdfRed.jsp?iCve=32512739005>. ISSN 0186-1840.
- Goyal, V. K. & Frank, M. Z. (2009). *Capital structure decisions: which factors are reliably important?* Financial Management. Vol. 38. Núm. 1. pp. 1-37.
- Gupton, G. & Finger, C. & Bhatia, M. (1997). "CreditMetrics-Technical Document". *J.P. Morgan & Co. Incorporated*, New York.
- Gurrola-Ríos, C. & López-Herrera, F. (2009). "Spreads de la deuda privada y riesgo sistemático en México". *Contaduría y Administración*. Núm. 229. pp. 59-84.
- Hair, J. & Anderson, R. & Tatham, R. & Black, W. (1999). *Análisis Multivariante*. Pearson Prentice Hall. 5ta., edición.
- Hanson, S. & Schuermann, T. (2006). "Confidence Intervals for Probabilities of Default". *Journal of Banking & Finance*. Vol. 30, pp 2281-2301.
- Hite, G. & Warga, A. (1997) "The Effect of Bond-Rating Changes on Bond Price Performance". *Financial Analysts Journal*. Vol. 53, núm. 3, pp 35-51.
- Hull J. & Predescu, M & White, A. (2004) "The relationship between credit default swap spreads, bond yields, & credit rating announcements". *Journal of Banking & Finance*. Vol. 28, pp. 2789-2811.
- Ibarra, A. (2006). "Una perspectiva sobre la evolución en la utilización de las razones financieras o ratios". *Pensamiento y Gestión*. Núm. 21, pp. 234-271.
- IMF. International Monetary Fund (2009) *World Economic & Financial Surveys; World Economic Outlook: Crisis and Recovery*. Recuperado el 26 de mayo de 2009 de: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2009/01/pdf/text.pdf>

- Jones, S. & Hensher, D. (2004). "Predicting Firm Financial Distress: A Mixed Logit Model". *The Accounting Review*. Vol. 79, núm. 4, pp. 1011-1038.
- Krahnhen, J. & Weber, M. (2001). "Generally Accepted Rating Principles: A Primer". *Journal of Banking & Finance*. Vol. 25, pp. 3-23.
- Lando, D. y Skodeberg, T. (2002). "Analyzing rating transitions & rating drift with continuous observations". *Journal of Banking & Finance*. Vol. 26, pp 423-444.
- Lennox, C. (1999). "Identifying Failing Companies: A Re-evaluation of the Logit, Probit & DA Approaches". *Journal of Economics & Business*. Vol., 51, pp 347-364.
- Livingston, M. & Naranjo, A. & Zhou, L. (2005). "Information Asymmetry, Bond Split Rating, & Rating Migration". *Financial Management Association International; Annual Meeting. working papers*.
- Löffler, G. (2004). "An anatomy of rating through the cycle". *Journal of Banking & Finance*. Vol. 28, pp. 695-720.
- _____ (2005). "Avoiding the rating bounce: why rating agencies are slow to react to new information". *Journal of Economic Behavior & Organization*. Vol. 56, pp. 365-381.
- López-Sarabia, P. & Cervantes-Jiménez, M. (2011). "Migración y remesas: un análisis del Tratado de Libre Comercio de América del Norte". *Administración de riesgos Volumen II*. Capítulo de libro; Universidad Autónoma Metropolitana.
- López-Herrera, F. & Gurrola-Rios, C. (2011). "Efectos del entorno económico sobre la calidad crediticia: dinámica de los spreads en México". *Administración de riesgos Volumen II*. Capítulo de libro; Universidad Autónoma Metropolitana.
- López, J. & Saindenberg, M. (2000). "Evaluating credit risk models". *Journal of Banking & Finance*. Vol. 24, pp. 151-166.
- Lord, Richard A. (2008). "Financial Performance of Mexican ADR'S traded on US exchanges surrounding the 1995 peso crisis". *Journal of International Finance & Economics*. Vol. 8, pp. 44-48.
- Marín-Hernández, S., Mondragón-González, Z. & Antón-Renart, M. (2011). "Crisis bancarias, información financiera y modelos de predicción: Estudio de un caso". *Revista de Globalización, Competitividad y Gobernabilidad*. Vol. 5, núm. 1, pp. 32-41.
- Merwin, Ch. (1942). *Financing small corporations in five manufacturing industries, 1926-36*. New York National Bureau of Economics Research.
- Mohd, B., Helmi, H., Munuswamy, S. & Yap, J. (2011). "The Predictive Abilities of Financial Ratios in Predicting Company Failure in Malaysia Using a Classic Univariate Approach". *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, Vol. 5, núm. 8, pp. 930-938.

- Moncarz, E., Moncarz, R., Moncarz, B. & Cabello, A. (2006). "The Rise & Collapse of Enron: Financial Innovation, Errors & Lessons". *Contaduría y Administración*. Núm. 218, pp. 17-37.
- Monea, M. (2009). "Financial Ratios – Reveal How a Business is Doing?". *Annals of the University of Petroşani, Economics*. Vol. 9, pp. 137-144.
- Morgan, D. (2002). "Rating Banks: Risk & Uncertainty in an Opaque Industry". *American Economic Review*. Vol. 92. Issue 4, pp. 874-888.
- Nickell, P. & Perraudin, W. & Varotto, S. (2000). "Stability of Ratings Transitions". *Journal of Banking & Finance*. Vol. 24, pp. 203-227.
- Nuñez-Estrada H. (2010). "Crisis del Financiamiento en México. Papel de los mercados financieros". Administración de riesgos, Volúmen II. Capítulo de libro. Universidad Autónoma Metropolitana.
- Ohlson, J. (1980). "Financial Ratios & the Probabilistic Prediction of Bankruptcy". *Journal of Accounting Research*. Vol. 18, pp. 109-131.
- Partnoy, F. (2001). "The Paradox of Credit Rating. *University of San Diego*". *Law & Economics Research Papers Series*. working paper núm. 20.
- Philosophov, L., & Philosophov V. (2002). "Corporate Bankruptcy prognosis: An Attempt at a combined predictions of the bankruptcy event and time interval of its occurrence". *International Review of Financial Analysis*. Vol. 11, pp. 375-406.
- Prysock, M. (2006). "Why FEI Supports Credit Rating Agency Reform". *Financial Executive*. Vol. 22, Issue 4, pp. 63-87.
- Rashid, A. & Abbas, Q. (2011). *Predicting Bankruptcy in Pakistan*. Theoretical and Applied Economics. Vol. 18, No. 9; pp. 103-128.
- Rodríguez-Nava, A. & Venegas-Martínez, F. (2010). "Indicadores de rentabilidad y eficiencia operativa de la banca comercial en México. Problemas del desarrollo". *Revista Latinoamericana de Economía*. Vol. 41. Núm. 161, pp. 165-194.
- Segoviano, M. & Padilla, P. (2006). "Portfolio Credit Risk & Macroeconomic Shocks: Applications to Stress Testing Under Data-Restricted Environments". *International Monetary Fund; IMF Working Papers* WP/06/283.
- Shumway, T. (2001). "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model", *Journal of Business*, Vol. 74, pp. 101-124.
- Schuermann, T. (2005). "A Review of Recent Books on Credit Risk". *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 20, pp. 123-130.
- Steven, B. K. & Karsten, V. K. (1999). "The evolution and determinants of emerging market credit spreads in the 1990s". *Board of Governors of the Federal Reserve System; International Finance Discussion Papers*. Núm. 653.

- Sy, A. (2002). "Emerging market bond spreads & sovereign credit ratings: reconciling market view with economic fundamentals". *Emerging Markets Review*. Vol. 3, pp. 380-408.
- _____ (2003). "Rating the Rating Agencies: Anticipating Currency Crises or Debt Crises". *International Monetary Fund, International Capital Markets, Departaments Working Paper Series*. WP/03/122.
- Valladares, Villegas E. & Dávalos, Flores, J. L (2005). "Análisis de razones financieras en la empresa lechera intensiva: un estudio de caso en el altiplano mexicano". *Veterinaria México*. Vol. 36, pp. 25-40.
- Venegas-Martínez, F. (2008). "Riesgos financieros y económicos". *Productos derivados y decisiones económicas bajo incertidumbre*. Segunda edición; México, CENGAGE Learning.
- Vilariño-Sanz, A. (2001). *Turbulencias Financieras y Riesgos de Mercado*. Financial Times. Pearson Education; Prentice Hall.
- Watkins, K. (2011). "Entendiendo las crisis financieras y sus repercusiones empresariales". *Reflexiones sobre la Crisis Financiera*. Capítulo de libro; Centro de Investigación e Inteligencia Económica, UPAEP.
- Wei, J. Z. (2003). "A Multi-Factor Credit Migration Model for Sovereign & Corporate Debts". *Journal of International Money & Finance*. Vol. 22, pp- 709-736.
- Wendin, J. & McNeil, A. (2006). "Dependent Credit Migrations. National Centre of Competente in Research". *Financial Valuation & Risk Management Working Paper Series*. paper no. 182.
- Winakor, A. and Smith, R. (1935). "Changes in financial structure of unsuccessful industrial companies". *Bureau of Business Research, Bulletin 51. University of Illinois*.
- Yang, Y. & Chuang, H.W. (2010). "A Dynamic Financial Ratio Adjustment Model, Global". *Journal of Business Research*. Vol. 4, núm. 3, pp. 1-10.

Sovereign Bond's Credit Risk Immunization in a Tax Income Volatility Environment: The Case of a USD Denominated Mexican Bond

Salvador Cruz Aké*

Francisco Venegas-Martínez**

Agustín Ignacio Cabrera-Llanos***

Fecha de recepción: 13 de mayo de 2012

Fecha de aceptación: 16 de julio de 2012

* Instituto Politécnico Nacional,
Escuela Superior de Economía.
salvador.ake22@gmail.com

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

*** Instituto Politécnico Nacional,UPIBI,
aicllbuda@yahoo.com

Inmunización del riesgo de crédito de un bono soberano en un ambiente de ingreso fiscal volátil: el caso de un bono mexicano denominado en dólares de Estados Unidos.

RESUMEN

En este trabajo se utiliza el modelo de Merton (1976) de valuación de opciones y el modelo de volatilidad estocástica Heston-Nandi (2000) cuando el activo subyacente sigue un proceso de difusión con saltos para calcular las probabilidades mensuales de incumplimiento de un bono cuyo emisor tiene ingresos inciertos con alta volatilidad en la recaudación de impuestos. En particular se ilustra el caso de un bono soberano emitido por el gobierno mexicano en dólares americanos (para asegurar la existencia de riesgo de incumplimiento). La metodología propuesta incorpora los conceptos de: apalancamiento previo, capacidad de generación de ingresos, gastos no recurrentes, plazo y tamaño del préstamo (tradicionalmente usados en el cálculo de probabilidades de incumplimiento), lo que provee una metodología alternativa para el cálculo *a priori* de probabilidades de incumplimiento.

Clasificación JEL: D81, G32, F34 y G13.

Palabras clave: Probabilidades de incumplimiento, inmunización crediticia, swaps de incumplimiento de crédito.

ABSTRACT

In this paper we use Merton's (1976) jump diffusion model and Heston-Nandi stochastic volatility model (2000) for pricing options when the underlying asset is driven by a mixed diffusion-jump process or GARCH volatility process to compute the monthly default probabilities of a bond issuer whose income is uncertain with high volatility in tax collection. In particular, we analyze the case of a sovereign bond issued by the Mexican government in United States Dollars (to ensure the existence of default risk). The proposed methodology is based on concepts such as: previous leverage, income generation, non-recurring expenses, term and loan size (traditionally used in the calculation of probabilities of default), which provides an alternative methodology for computing *a priori* default probabilities.

JEL Classification: D81, G32, F34 y G13

Keywords: *Default probability, credit risk immunization, credit default swap.*

Introduction

Endless governmental financial needs make authorities seek for funds through debt and taxation; this being their major current concern. In order to obtain the required funding, most federal governments issue debt instruments. These instruments may be backed with some specific assets such as natural resources or government owned companies, but in some cases, they have no collateral except for the fact of being issued as sovereign debt.

As any other debtor, governments are subject to default, even if bonds are issued in its own currency, despite governmental monopoly on primary money emission due to central bank constraints¹ to maintain an inflation target. This default risk is bigger when bonds are issued in a foreign currency, since the debtor cannot make use of seigniorage to fulfill their contractual liabilities. Because of this restriction, there are only two ways in which debtors are able to pay their debt, first by rolling it over (paying a loan with another one) depending on current credit conditions; second, by using their income to pay the loan.

Regardless of whether we are dealing with a company or a government, debt payment is conditioned on debtor's capacity to generate enough resources to meet his financial commitments. Fulfilling them guarantees countries and companies an easy and low cost access to debt markets, reducing thus debtor's incentives to default, so nonpayment becomes an unusual occurrence.

Although rare, defaults play an important role in the sovereign bond market due to their size. Defaults may spread across the financial system with negative political effects. Stulz (2010), Bernake, Lown and Friedman (1991), and Longstaff (2010) offer more details on spreading mechanisms across financial systems. Nonpayment marks the peak on most financial crises around the world; defaults also prelude major economic or legal changes on countries involved, Frankel and Schmukler (1996), Dungey, Fry, González-Hermosillo,

¹ This is true in countries where the central bank is independent of the government.

and Martin (2002), and Radelet, Sachs, Cooper and Bosworth (1998) offer more details. Due to the impact of default, it is crucial for countries and lenders to hedge against credit risk.

Financial markets have created instruments to hedge credit risk. An example is Credit Default Swaps (CDS), which intend to deal with credit risk in a similar manner to insurance. Even though CDS were created to cover corporate debt, these instruments may easily be used to cover sovereign debt if the financial system is deep enough (due to debt size) or if they are used in a deposit insurance framework.²

CDS works identically to its corporate counterpart. For simplicity, suppose that a country issues a sovereign bond rated BBB by some rating agency and it is bought by a single bank, called NonRiskyBank, which may be concerned about the country's capability to pay its debt. For hedging this exposure, a NonRiskyBank may enter in a deal with a counterpart called RiskyDeals who receives a regular payment, w , until the BBB's Bond expires or defaults. In that case, RiskyDeals is bound to pay to NonRiskyBank an amount equivalent to BBB's bond nominal value, N , and has the right to have the defaulted bond of which it may recover a percentage, R , of the original nominal value. Shimko (2004) or Löffler and Posch (2007) describe how CDS work.

There are several CDS valuation methods for the above described mechanism. Most of them can be grouped in two competing approaches: reduced form and non arbitrage methods. Reduced form models may be considered as bond survival models; these models concede an expected value to risky bonds given a default probability,³ λ , and a recovery rate, R , to provide an expected fair market value on bonds default risk associated to CDS.

The reduced form CDS valuation method relies heavily on default rate probabilistic models, these include from pure structural models to pure reduced default rate probabilistic models. Altman (1968, 2000, 2002), Altman and Sabato (2007), or Merton (1974) show examples of pure structural models, since these link default probabilities with some key firm's specific financial measurements; a good survey on these models can be found on Moraux (2001), Kijima and Suzuki (2001), and Schönbucher and Schubert (2001), try to replicate the default probability stochastic process, with a pure reduced

² Similar to those used to hedge public deposits on private banks in most countries; an example is the Mexican Banks Savings Protection Institute (IPAB).

³ This probability may be re-evaluated on each valuation period as in Credit Risk+.

model approach. References to traditional reduced models can be found in Davis and Lo (1999), or in Jarrow and Yu (2001).

Normality and martingale assumptions are crucial in most probabilistic CDS valuation models, in order to get a stochastic process for the default probability, in all cases they give an expected value for defaultable bonds on each coupon payment date and subtract it from the risk free bond price, in order to get an average value for the default event. Jarrow and Turnbull (1995), O'Kane (2001), O'Kane and Schloegl (2001), or O'Kane and Turnbull (2003) show more details on CDS valuation. These assumptions are very restrictive due to heavy tails existence and non independent (across time and/or creditors) default events. These shortcomings, associated with heavy tail existence, have been overcome with the use of non Gaussian copulas, as described in Schönbucher and Schubert (2001) and Crépey, Jeanblanc and Zargari (2009). Although, theoretically these models are very powerful, they have not yet been tested enough in extreme markets.

A non arbitrage approach is explained by Hull and White (2000), (2001), Blanco, Brennan and Marsh (2005), and Longstaff, Mithal and Neis (2005), and a review for this valuation method is found in Sadam (2005). The non arbitrage approach is based on complete markets assumption; this means that we can always create a synthetic portfolio that replicates a specific market asset. Thus, we have a unique risk free measure to value the risky asset; for a discussion on this topic see Lambertson and Lapeyre (1996) and Karatzas and Shreve (1991).

Complete market approach implies that only market based factors influence default on credit risky bonds, since those factors cannot be diversified, therefore they are fully discounted by market expectations. This statement is relaxed when the existence of different credit risk levels is introduced. These levels are clearly explained as a market answer to the adverse selection problem, Mas-Colell, Whinston and Green (1995).

Our model is based on the Hull and White CDS valuation model as a starting point (non arbitrage statement), and then a set of path dependent default probabilities is estimated based on Merton's jump pricing options model (non Gaussian structural model), using as input a GARCH forecast of debtor's future income and its volatility. Anything lying outside the 2σ confidence interval is considered a jump and it is included in the Merton's equation. The use of these models, considering debt payment as a strike price, transforms our model into a structural one, since debtor's income generating capability (fu-

ture cash flow) is replicated by the model. This part of our methodology may be easily adapted to incorporate debtor's intrinsic variables, like Altman and Sabato (2007) do in the corporate case.

In order to show our method's consistency, we also calculate the default probabilities using the Heston and Nandi (2000) equation. In their model, these authors estimate "moneyness"⁴ option's probability with an *ad hoc*⁵ distribution function given by

$$P_2 = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \operatorname{Re} \frac{K^{-i\phi} f^*(i\phi)}{i\phi} d\phi,$$

where $f^*(i\phi)$ is the characteristic probability function associated to the underlying asset and its GARCH volatility process being above the strike price, K . Due to the characteristic function, the authors used the imaginary number, i .

This probability model may be used directly, since it incorporates the impact of the underlying asset GARCH process in the "moneyness" measurement. As it will be explained later, the resulting probability is slightly smaller than the one obtained by our method, because we incorporate the GARCH effect on each of Merton's probability estimation (using current data as in Heston-Nandi model), this methodology will be widely explained below.

The paper has been divided into four sections. The next section explains the possibility of modeling the default rate by means of the Merton's jump-diffusion model using debtor's income cash flow instead of considering debt as a derivative on debtor's assets. This is a key statement since it stresses that the expected income is the main uncertainty source, avoiding the use of the complex two equation nonlinear system as in the traditional Merton debt valuation model (1974) or any related estimation based on Merton's jump diffusion model (1976). The second section is devoted to explain briefly Hull and White's CDS valuation model and its interaction with previously explained

⁴ This means that the option price is above zero, therefore it will be exercised.

⁵ A complete explanation is given in the Heston and Nandi paper. We considered it an *ad hoc* model, since the characteristic distribution function, φ , changes with the GARCH process and is determined in each valuation.

probability models. Also, the role of the recovery rate calculation, R , as a non conditional expectation on debt rating will be discussed. In the third section, a hypothetical Mexican sovereign debt issuance is used to illustrate the proposed method. Eventually, we conclude explaining the results obtained and stating future research lines.

1. Stochastic Volatility and Jump Diffusion Income Associate Default Rates

As previously mentioned, our model provides a set of default rates based on debtor's income flow predictions, instead of those given by a non linear two equation system as in the traditional Merton's model (1974) or in the KMV default rate calculation methodology, see Dwyer and Stein (2004) for an insight. This approach is not as uncommon as it may appear, Sreedhar and Shumway (2008) proved that the KMV probabilities are statistically significant predictors for pricing credit sensitive securities when there is a low market volatility, but its predictive power does not arises from the non linear two-equation system, but from the default probability distribution.⁶

The predictive power associated to derivative's distribution is directly inherited from other models like Merton's jump diffusion (1976) or Heston-Nandi GARCH valuation model (2000), since in both methods, the "money-ness" probability is directly measured by the second integral of the derivative valuation.⁷ Very similar results for default probabilities were obtained using both models.

Following the previous statement, we must emphasize that bankruptcy will be considered when debtor's income is not enough to fulfill its commitments on a certain (expiration) date, and not when debtor's assets are smaller than his/her liabilities. At this point, our model resembles that of Credit Suisse Financial Products (1997) because it only considers a default as a credit event. According to Gordy (2000), we can establish a relationship between our model and Credit Metrics. In his work, Gordy shows that Credit Risk+ and Credit Metrics may be mapped one into the other by introducing a latent vari-

⁶ This was proven using a naive predictor that inherits the normal distribution but does not come from any non linear system. This naive predictor behaves slightly worse than its non linear counterparts.

⁷ In the case of Merton's jump diffusion model we use the $N(d_2)$, while in the Heston-Nandi model we use the P_2 probability described at the beginning of the paper.

able for default probabilities estimation, and then giving some cut off values for an associated credit rating.

Therefore, the combination of Bernoulli draws and Poisson jumps frameworks that gave rise to Credit+ may be considered as a jump-diffusion Stochastic Differential Equation (SDE) for debtor's cash flow, when regarded as a continuous function. This will be held as our main assumption, it also relates our work to some previous models that perform well, therefore it allows us to include their most important features into our framework. Furthermore, the same fact permits us to stress that we do not need to include a non linear equation system, because we are using income, I , rather than market prices for calculations. Therefore, we can use a jump-diffusion SDE for debtor's income, as

$$dI_t = \mu dt + \sigma dW_t + \nu dN_t, \quad (1.a)$$

Where μ is the instantaneous mean for income, σ is its volatility and ν is the expected jump size. Here, we have two sources of uncertainty, the Brownian motion, dW_t and the Poisson jump, dN_t . The Stochastic Differential Formula in Equation (1.a) must be defined in an augmented probability space with an augmented filtration, $(\Omega, \mathcal{F}, \{\mathcal{F}_t\}_{t \in [0, T]}, \mathcal{P})$. This construction is a simple Lévy flight that allows us to represent sudden and abrupt changes on debtor's income, (debtors may be governments or firms) during volatile or recession periods, for an insight on Lévy flights see Tankov (2011).

If the Heston-Nandi approach is used, a similar process is followed, since it implicitly states that the underlying asset (debtor's income) emulates an Instant Diffusion Equation, given by

$$dI_t = \mu dt + \sigma_t dW_t, \quad (1.b)$$

while its volatility is a mean reversion process given by

$$d\sigma_t^2 = a(b - \sigma_t^2) dt + \gamma \sigma_t dU_t,$$

where a is the adjustment rate, b is the long run volatility, γ is the asset's volatility and dU_t is a Brownian motion associated to volatility. This Brow-

nian motion may or may not be correlated to the underlying asset volatility; $\rho(dU_t, dW_t)$, obviously it is set on its own probability space given by $(\Omega^U, \mathcal{F}^U, \{\mathcal{F}_t\}_{t \in [0, T]}, \mathcal{P}^U)$.

We must state clearly that all probabilities resulting from this model were calculated using current data, so results are estimated from today to a certain point in the future, all of this included in the characteristic function, φ , used for each process. This may be partially demonstrated when comparing the Stochastic Differential Partial Equation generated by a jump diffusion process, hence

$$\frac{\partial c}{\partial t} + \frac{1}{2} \sigma^2 I_t^2 \frac{\partial^2 c}{\partial I_t^2} + r I_t \frac{\partial c}{\partial I_t} + [\lambda I_t E_v[\nu]] \frac{\partial c}{\partial \sigma_t^2} +$$

$$\lambda E_v[c(I_t(1+\nu)), t - c(I_t, t)] - rc = 0,$$

and those resulting from the Heston-Nandi process, given by

$$\frac{\partial c}{\partial t} + \frac{1}{2} \sigma_t^2 I_t^2 \frac{\partial^2 c}{\partial I_t^2} + \rho \gamma \sigma_t^2 \frac{\partial^2 c}{\partial (\sigma_t^2)^2} + r I_t \frac{\partial c}{\partial I_t} + [a(b - \sigma_t^2) - \gamma \sigma_t^2] \frac{\partial c}{\partial \sigma_t^2} - rc = 0,$$

The main difference results in a volatility change through time and the effect of this volatility in the option's vega first derivative, $\frac{\partial c}{\partial \sigma_t^2}$, this translates into the GARCH cluster effect. This effect may be partially overcome by our model using a different set of volatility and underlying values (drawn from the ARIMA-GARCH forecast) for each estimation along the coupon payment calendar, this results in the desired movements and correlations between volatility and income stated on Heston-Nandi stochastic differential partial equation (SDPE).

Differences between both SDPE may be eliminated with the correct jump tuning. In fact income jumps may be regarded as the average of volatility

clusters given by $\frac{\partial c}{\partial \sigma_t^2}$, since everything outside the 2σ interval (95% of probability mass if the process is a pure Brownian motion) is considered a jump.

In other words, the log normal jump diffusion probability stated in Merton's Model (1976) using as input some econometric ARMA-GARCH forecasts for each point of the coupon payment calendar is equivalent to a GARCH diffusion process with fixed (current) parameters estimated for each point on the coupon payment calendar. This explains the similarities between results on both approaches.

As postulated above, we use jump-diffusion SDE as stated in (1. a) to model debtor's income, I , in the same way as the underlying asset price is modeled in an option pricing frame. If income, I , is above the payment amount, K , on the expiration date, T , then the loan will not be defaulted.

Merton shows that this probability scenario matches the probability of an "in-the-money" option, so default probability is given by the probability complement. This is an important issue because we are only interested in the option probability associated, not in its financial interpretation because we are not modeling jump-option premium valuation, C_M . We only care about the probability of getting an income above debt's payment, K . To find this probability we can use Merton's jump diffusion option formula, given by

$$C_M(I_t, T-t) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda'(T-t)} (\lambda'(T-t))^n}{n!} C_{BS,n}(I, T-t, K, r_n, v_n^2), \quad (2)$$

where n is the number of lognormal jumps during the option lifetime, $\lambda' = \lambda(1+k)$ is the average number of jumps, k is the expected percentage change if the Poisson event occurs, $r_n = r - \lambda k + \frac{n\gamma}{T-t}$ is the average foreign risk free rate⁸ per unit of time, $\gamma = \ln(1+k)$ is an approximation of the change in jump size, $v_n^2 = \frac{\sigma^2 + n(\delta^2/(T-t))}{T-t}$ is the average variance per unit

⁸ We must remember that the bond is issued in a foreign currency, so all calculations are in that currency.

of time, σ^2 is the debtor's income volatility, δ^2 is the variance of the log normal distribution defined in Equation (1), and $C_{BS,n}$ is the Black-Scholes (1973) plain vanilla European option price for the n -th jump, such a price is given by

$$C_{BS} = I_t N(d_1) - Ke^{-r(T-t)} N(d_2), \quad (3)$$

with the appropriate substitutions, it follows

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{I_t}{K}\right) + \left(r_n + \frac{v_n^2}{2}\right)(T-t)}{v_n \sqrt{T-t}},$$

and $d_2 = d_1 - v_n \sqrt{T-t}$.

As stated previously, default probabilities estimations link our model to the Credit Metrics and Credit⁺, but also set some theoretical constraints that must be clearly stated. The most important constraint is the assumption that debtor's income follows a log normal multivariate distribution with independent variables. This may not necessarily be true for a troubled debtor. Moreover, this assumption isolates debtor's income from other agents, complicating substantially the modeling of massive defaults effects that often impact the credit markets during recession periods. Due to capital markets global integration, massive default component is important, both to corporate debt valuation and to sovereign debtors. Recent events such as the European sovereign debt crisis confirm this assertion.

This deficiency in our model is partially overcome by the jumps and stochastic volatility included in the income modeling.⁹ In Equation (2), option volatility changes when jumps are included in Merton's formula, but this adjustment is made only during option lifetime, $T-t$, since the model considers current income and volatility as fixed variables. Thus, for a pure Merton's Jump

⁹ As in all time series modeling, jump diffusion SDE modeling assumes that variable's stochastic process will maintain its interaction with the rest of the economy, which may not be true.

Diffusion Probability Model, there is no difference whether default probabilities are estimated in a high or low volatility environment, but as explained above, according to the proposed methodology, it incorporates volatility cluster effects on default probabilities (“moneyness” probability complement) as an alternative and easier method than the Heston-Nandi approach.

We overcome the fixed volatility problem by including a GARCH model for debtor’s income forecasts, as stated in Bollerslev (1986). The income forecast leads to a non constant volatility prediction that resembles the debtor’s macroeconomic environment and partially incorporates the default correlation among debtors. It is possible to combine both procedures since they share the same theoretical basis, *i.e.* ergodic and stationary stochastic processes.

Following Brooks (2008), Cryer and Sik-Chan (2008) or Chan (2002), a GARCH model for debtor’s income, I_t , can be stated as one ARMA process for the mean and another ARMA related process for variance. Hence

$$I_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^q \Theta_i I_{t-i} \sigma_{t-1} + \sigma_t, \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^u \alpha_i \sigma_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^v \beta_i z_{t-1}^2,$$

Where the ARMA(p,q) model for the mean considers p autoregressive parameters, Φ_p and q moving average parameters, Θ_p , while the ARMA for the variance has u moving average parameters, β_p and v autoregressive parameters, α_p . In this case, the uncertainty source is given by a normal stationary stochastic process, $\{e_t\}_{t \geq 1}$, which is consistent with the Martingale framework where the Merton’s model arose.¹⁰ For this reason, normal maximum likelihood estimation is straightforward, and its results are consistent with assumptions made on the probability estimation method.

Although the forecast specification improves the correlation weakness discussed before, some GARCH family methods may deliver better results for some specific scenarios. For example, consider a medium or long run crisis environments, in this case an E-GARCH volatility specification captures the volatility behavior better. Other special case is the TARCH model used in

¹⁰ We should remember that Brownian motion is a stationary process.

overshooting expectations scenarios with “relatively” common shocks. These GARCH approaches may be easily incorporated in the original proposed model.¹¹

An important remark, since default probabilities are the core in CDS estimation, is that they must mirror macroeconomic environment and the debtor's capacity to fulfill his financial commitments when economic conditions change. This feature is the main improvement of our model compared with pure reduced or structural models. Our model captures intrinsic characteristics of debtor's income forecasts, and relates them with macroeconomic environment when income's volatility and average size jumps are included.

2. Credit Default Swap Calculations

The use of a CDS for a sovereign bond immunization is essentially an answer to the monitoring problem on this kind of bond, since there isn't a mechanism by which a sovereign nation may be forced to maintain certain fiscal policies in order to ensure debt payment. Actually, creditor's monitoring turns into an information mechanism that may stop credit flows into a nation, but such mechanism could be as effective as CDS spreads, due to government's commitment to be considered able to honor its debts in order to obtain new funding.

The use of the CDS spreads makes monitoring cheaper for small credit risk products investors, also allows them to diversify their portfolios with instruments that are not usually available to them. Other CDS advantage regarding sovereign debt is the possibility of risk transference among a large set of investors, through standardized contracts in big enough markets.

A market, as described in this paper, may avoid traditional problems on corporate CDS such as incentives to tear down the value associated to CDS,¹² since there are not sovereign nation shares to short selling. The only problem that investors may face is the systematic risk associated with the debt size. This case will be similar to buying private debt, since corporate bonds may be bought without holding any firm shares.

¹¹ We consider that this methodological approach is not appropriate for Mexico's case because of the relative macroeconomic stability in the last decade. TARCH approach may be suitable for a stopping crisis scenario.

¹² A person can lend some money to a company, buy a CDS for its debt and short their shares while they forget monitoring the company. If it defaults, the loan is hedged and they may have a profit from short selling.

Once explained the default probabilities estimations and its implications on the overall model, the CDS calculation method may be explained. Due to its simplicity and widely extended use in financial transaction, the Hull-White (2000) CDS valuation methodology, which is essentially a non arbitrage model, was chosen.

The proposed methodology was chosen over the Swap Market Model developed by Jamshidian (2004) or Libor Market Model developed by Brace, Gatarek and Musiela (1997) because of its simplicity and the possibility of incorporating jumps to the risk neutral measure associated, with each interest rate along the CDS curve obtained using a Black Scholes valuation instead of a jump diffusion model or a diffusion GARCH process. We also leave aside the Schonbucher (2000) CDS valuation model because it does not offer a risk neutral valuation default; this feature makes this methodology incompatible with the classical derivative's valuation framework.

As the reader may notice below, our model partially resembles the one proposed by Brigo (2005) where he used an option pricing equation based on a Cox process to establish an equivalence between forward rates and defaultable rates in order to value CDS with a simpler methodology.

Hull and White CDS valuation model estimates the fair payment that generates equilibrium between the present value of a risky bond expected loss (the amount received by bond holder in case of default) and a set of payments made to the insurer (the short position on CDS). This mean that CDS value is given by CDS expected payment, $CDSEP$, minus the present value of payments made to the insurer, PVP , hence

$$CDS = CDSEP - PVP. \quad (5)$$

Expanding Equation (5), an explicit form for Hull-White CDS valuation equation is found, hence

$$CDS = \sum_{i=1}^n (1 - R - g_{ii}R) Q_i v_{ii} - w \sum_{i=1}^n (u_{ii} + e_{ii}) Q_i - w \pi u_T, \quad (6)$$

Where T is CDS expiration date; Q_i represents default probability on last payment, given by the sum of probabilities of each period; R is the average recovery rate given default, u_t denotes the discount factor for a risky bond

from today, $t=0$, to default time or t if the bond is not defaulted; e_t represents discount factor for a risky bond from past coupon payment, t_{i-1} , to, t_i ; v_t is the discount factor for a riskless bond from today, $t=0$, to any given coupon payment; w is the regular payment made from CDS long to short part; π_t denotes default probability on i -th payment, given by the Merton's formula; and g_t represents accrued interest on the risky bond at t .

It is important to notice that on initial time, CDS value must be zero since we are on an arbitrage free environment, but when credit or interest rate conditions change CDS value may also change. Actually, one of the paper objectives is to estimate the regular payment amount, w^* , given¹³ by

$$w^* = \frac{\sum_{i=1}^n (1 - R - g_{ii} R) Q_i v_{ii}}{\sum_{i=1}^n (u_{ii} + e_{ii}) Q_i - w \pi u_T}. \quad (7)$$

This approach assumes that there is always a portfolio that may resemble risk and expected returns of any financial instrument. This implies that complete market assumption is attained, thus there is a single risk neutral probability set that allows achieving the equilibrium condition. Lamberton and Lapeyre (1996) explain the relationship between complete markets and risk neutral probabilities. This feature is the main reason to choose this particular method; it is consistent with the derivative products valuation method used previously and it can be shown that is theoretically coherent with the solution of a Stochastic Optimal Control problem for a representative agent that may invest in a jump-diffusion driven risky asset, a contingent claim on this asset and a riskless bond. A riskless bond may be related with a risky one through risk neutral option pricing, as in our model. A broader explanation is given in Venegas (2001).

The only minor change that we are proposing for the Hull and White CDS valuation method is that the recovery rate estimation, R , which is fixed on this model, is not so in our proposed method. We propose the use of an expected rate estimated through transition probabilities, p_{ij} , and their associated recovery rates, R_p , hence

¹³ Interested readers may analyze all calculations and assumptions behind this equation on Hulls and White's paper.

$$R = E[R_i] = \sum_{i=1}^n p_{ij} R_i. \quad (8)$$

The recovery rate allows us to partially capture the change in the recovery rate when the loan credit quality deteriorates, or when the whole transition probabilities curve changes due to major economic movements.

3. A USD denominated Mexican's bond

With the previous analysis for default probabilities estimation and CDS valuation, we are able to show the proposed method performance on a hypothetical USD denominated Mexican bond issued by the Mexican government. We chose this particular case since Mexico has access to global debt markets, it has no recent default history, it faces volatility problems on tax collection.

Public information on tax collection and previously issued USD denominated debt is available. The first step to carry out our calculations is to gather tax collecting data from INEGI's¹⁴ BIE¹⁵ database. Tax income data (1986:01 to 2011:09) was expressed on current Mexican pesos, so monthly differences were estimated and deflated to obtain 2011 (constant) Mexican pesos. Even after these adjustments, a strong seasonal component, a clear trend and an intercept, were noticed in data, as shown in Graph 1.

After performing a KPSS stationary test, we conclude that the first seasonal differences for tax income were stationary, the resulting correlogram was examined for that stationary time series and it was concluded that the process could be modeled as driven by an ARMA (1,2,10;1,2) process. Results are shown in Table 1.

This estimation may not be parsimonious but reflects some GARCH components that clearly appear in the ARCH effects test. When those conditional volatility components are incorporated into the model, they correct the second order dependence effect and provide well fitted results.

¹⁴ Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, US Census Bureau Mexican's counterpart.

¹⁵ Banco de Información Económica. <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>

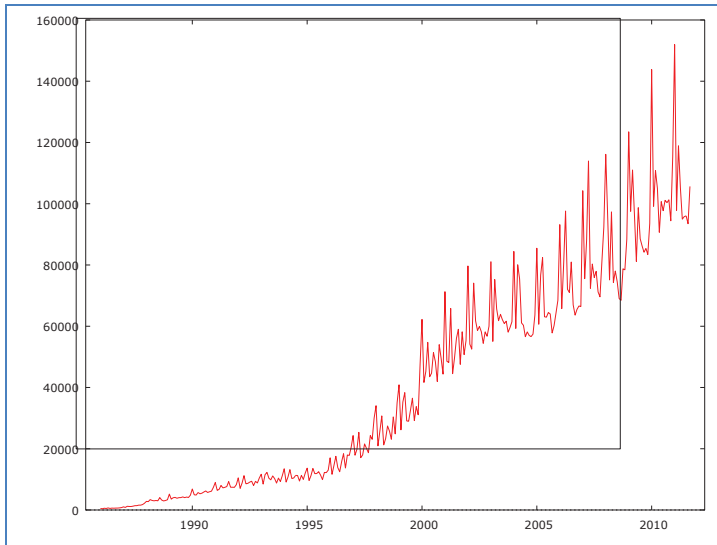
Graph 1. Mexican Federal Government monthly income
(1986:01 to 2011:09) in 2011 constant pesos.

Table 1. Regression estimates for the best ARMA model.

ARMA, using 1987:01-2011:09 observations (T = 297)

Dependent variable: sd_Ingresos_Tri

Hessian based standard deviations

	<i>Coefficient</i>	<i>Standard Deviation</i>	<i>Z</i>	<i>P Value</i>	
Const	4078,16	1210,9	3,3679	0,00076	***
phi_1	0,268489	0,0524338	5,1205	<0,00001	***
phi_2	0,548326	0,0840448	6,5242	<0,00001	***
phi_10	0,114372	0,0523673	2,1840	0,02896	**
phi_1	0,260583	0,118093	2,2066	0,02734	**
theta_2	-0,376471	0,0981241	-3,8367	0,00012	***
theta_1	-0,635104	0,0954546	-6,6535	<0,00001	***

Dep. Variable mean.	4255,638	Dependent D.T.	6007,021
Innovation mean	51,44147	Innovations D.T.	4926,207
Log-likelihood	-2947,998	Akaike Criterion	5911,997
Schwarz Criterion	5941,547	Hannan-Quinn Criterion	5923,827
Residuals normality test			
Null Hypothesis: Normally distributed error			
Test Statistic: Squared Chi (2) = 170,545			
P value = 9,26234e-038			
ARCH test, order 12 -			
Null Hypothesis: there is no GARCH effect			
Test Statistic: LM = 78,3302			
P Value = P(Squared Chi (12) > 78,3302) = 8,58422e-012			

The ARMA-GARCH model used to get Merton's default probabilities is similar to that established in Equation (4). Parameter estimation is showed in Table 2, and actual and fitted data are showed in Graph 2. After the model adjustment, a standard residuals test was performed finding that standard residuals and squared standard residuals are not correlated.¹⁶

Before estimating default probability, we must emphasize that this ARMA-GARCH model has a non explosive variance, (its coefficients are non negative and their sum is smaller than the unit), they also preserve the fitting properties showed by the previous ARMA model as shown in Graph 2.

With this model estimation at hand, debtor's (Mexican government) income in MXpesos is converted to USDollars, in order to avoid the use of seigniorage¹⁷ to fulfill its commitment. By doing this, we assume an exchange rate risk, and eventhough this risk is not the core of our paper, it must be mentioned that this type of risk may be easily hedged with options or futures on USD/MXP.

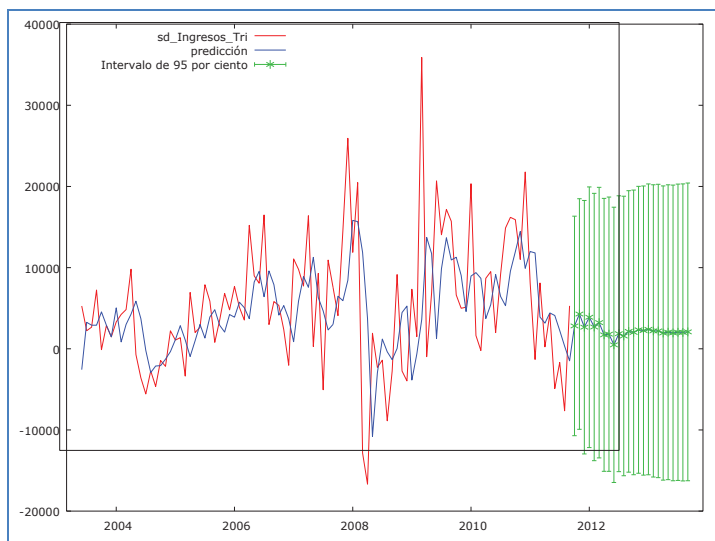
¹⁶ The residuals tests for this model are not shown but are available on request.

¹⁷ This is the difference between the cost of producing Money and its value on economy.

Table 2. GARCH model parameter estimation for Mexican Tax Income.
ARMA-GARCH, using 1987:01-2011:09 observations (T = 297)
Dependent variable: sd_Ingresos_Tri
Hessian based standard deviations

	<i>Coefficient</i>	<i>Standard deviation</i>	<i>z</i>	<i>P Value</i>	
Const	332.545	109.509	3.0367	0.00239	***
sd_Ingresos_1	0.368048	0.0653258	5.6340	<0.00001	***
sd_Ingresos_2	0.333049	0.0781017	4.2643	0.00002	***
sd_Ingreso_10	0.141471	0.0541922	2.6105	0.00904	***
alpha(1)	0.160258	0.0616832	2.5981	0.00937	***
alpha(2)	0.170527	0.0809477	2.1066	0.03515	**
Dep. variable Mean	4379.363	Dep. variable D.T.		6073.599	
Log-likelihood	-2711.740	Akaike Criterion		5443.480	
Schwarz Criterion	5480.075	Hannan-Quinn Criterion		5458.147	

Graph 2. GARCH Model actual vs fitted time series
for Mexican Tax Income.



All forthcoming calculations were made by using R Statistical Software.¹⁸ The next step is to exchange income forecast into USD at a 13.4217 MXP/USD exchange rate, which represented the official fix exchange rate¹⁹ at September 30th, 2010 (valuation date). Additionally, a linear interpolation for the implied interest rate on time t was estimated with zero-coupon risk free rate structure for both the United States and Mexico.²⁰

A hypothetical monthly compounded fixed rate coupon bond issued for infrastructure development was used to show the adjustment capability of the proposed method in a realistic environment. Due to the nature of the bond, historic infrastructure expenses during the last four years were considered,²¹ assuming that they will remain the same for the next 2 years²² we estimated last 4 years average (422 millions of Mexican pesos) and doubled it for the remaining 2 years giving an 3,376,000 million investment that will be exercised monthly for the next 2 years.

Therefore, a 140,666.6 million monthly payment in Mexican pesos is considered as a 24 period annuity of 10,480, 696,395.09 USD. With this information and an interest rate linear interpolation for USD risk free interest rates, we can calculate the default rate for each monthly payment, $N(-d_2)$ with Equation (3). Using the forecasted income, I_{t+i} as underlying asset, the monthly payment as the exercise price for a one year option,²³ the interpolated risk free rate is represented by r , the forecasted volatility σ , and the outliers number and average sizes of k and λ , hence

$$\begin{aligned} N_i(-d_2) &= f(S, K, T, r, b, \sigma, k, \lambda, m), \\ &= f(I_{t+i}, 10,480,696,395,1, r_{t+i}, 0, \sigma_{t+i}, 2, .202032, 50). \end{aligned}$$

¹⁸ Freely available in <http://www.r-project.org/>

¹⁹ Published by Mexico's Central Bank on its web page.

²⁰ This information was downloaded from their respective central banks.

²¹ Information retrieved from federal government web site <http://www.infraestructura.gob.mx/index5503.html?page=requerimientos-de-inversion>.

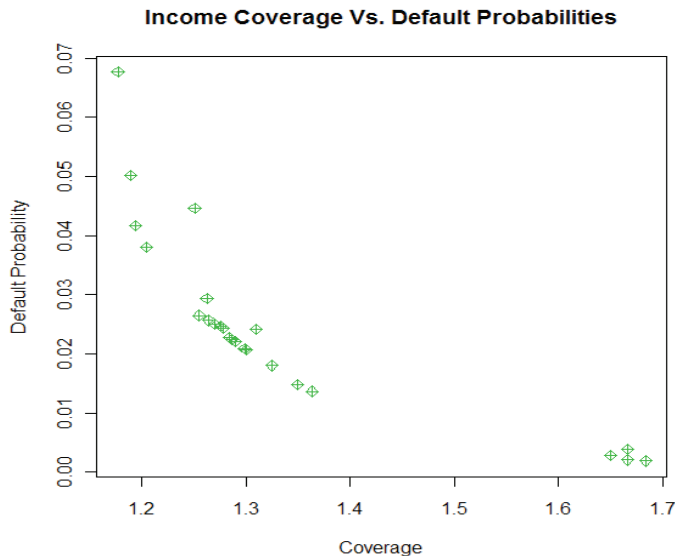
²² Assuming two years as the remaining time for current Federal Government Administration.

²³ This is for getting an annual default rate.

As we showed in Equation (3) a B-S option estimation is required, so we used a slightly modified version of Option R package²⁴ that displays the European call or put values.

This default probability estimation method incorporates the income/debt coverage ratio, as a traditional structural model variable. Also, the proposed method incorporates income forecasted volatility and interpolated credit risk free interest rate, offering a partial view on income environment. These adjustments create the set of probability defaults showed on Graph 3.

Graph 3. Forecasted default probabilities for hypothetical Mexican bond using jump diffusion – ARIMA-GARCH probabilities method.

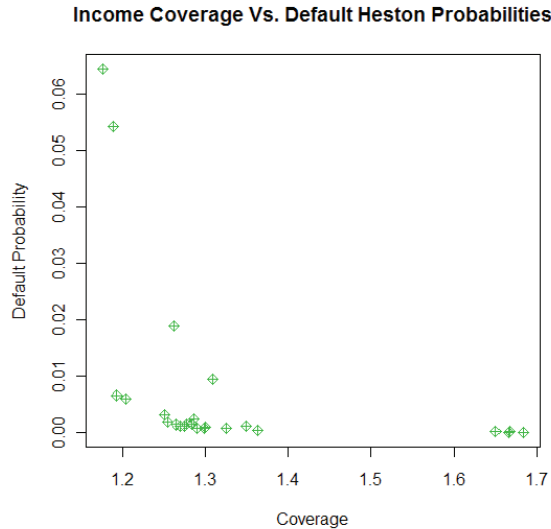


Corresponding probabilities were estimated using the Heston-Nandi framework in order to show their resemblance to the curve of jump diffusion probabilities using as input the ARIMA-GARCH forecasts, calculated with the proposed method. The Heston-Nandi estimations were made using a modified

²⁴ Diethelm Wuertz and many others, the package can be downloaded from <http://cran.r-project.org/web/packages/Options/index.html>.

Heston Nandi option original function included in the Options package in R.²⁵ Results are shown in Graph 4.

Graph 4. Forecasted default probabilities for hypothetical Mexican bond using jump Heston-Nandi probabilities method.



Once the jump diffusion – ARIMA-GARCH probabilities were estimated, the next step is to use Hulls & White CDS valuation formula converting the annuity present value into an equivalent coupon bond. The bond nominal value was estimated considering the current coupon rate of a previously issued Mexican bond as our coupon rate²⁶ (5%) and current BBB's yield²⁷ (6.1%) as the discount rate.

A remark on the annuity associated interest rate must be made, since it is usually calculated using a single rate for all the annuity lifetime. In our model,

²⁵ We used a simple modification (the result is the P2 integral instead of the option value) of the HNGOption function developed by Diethelm Wuertz for the Rmetrics R-port.

²⁶ This rate was taken from a USD denominated previous issued bond.

²⁷ Taken from S&P webpage.

we used an average rate derived from the interpolated rates until bond's time to maturity. Obviously, this calculation can be refined using a cubic spline interpolation for interest rates and with them estimate the Net Present Value (NPV) for each payment. This procedure is hardly used since results are about the same but the estimation strategy is far more complex.

Also, an expected value for the recovery rate as in Equation (7) is required. It was estimated based on Zazzarelli, Cantor, Emery and Truglia (2007). In their paper, they made an extensive recovery rate analysis for Moody's Investor Service that is offered at no cost on the web. Based on their estimations, a recovery rate of 39% was obtained. This rate represents the average recovery rate for a BBB debtor taking into account the possibility of change on the associated recovery rates.

With all these elements at hand, eventually CDS valuation on this hypothetical bond can be performed, resulting in a fair payment amount of 982,061,812 USD²⁸ for the bond with an estimated nominal value of 202,193,682,651 USD when using jump diffusion probability. If we use the Heston Nandi probability model the payment amount is 178,444,019 USD. It may seem to be a huge amount, but it is a monthly payment that represents only the 0.485% of the nominal value. If not defaulted, an 11% nominal value global payment for complete credit risk insurance will be incurred into, figure consistent with typical CDS valuations. This is the main reason why this hypothetical instrument must be issued in a deep money market in order to place it among several institutional investors, or within a global institution, typically a sovereign last resort lender such as the International Monetary Fund (IMF) or the World Bank (WB). In fact this CDS payment, w , can be considered as the fair contribution that a BBB rated nation must pay to a deposit insurance system.

The payment is slightly different from the normal distribution suggested payment due to the jumps existence, the payment was also modified by volatility induced by the GARCH approximation and the interest rate interpolation. These features have not been considered by traditional CDS valuation methods.

Conclusions

In this paper we have used the jump-diffusion risk neutral default probabilities models in a CDS valuation, we did this by using the complement of an "in-the-money" Merton's option pricing probability model where the debtor's

²⁸ The algorithm used for calculations are available on request.

income is taken as the underlying asset and the expected payment is considered as the strike price. We also incorporate debtor's income volatility into the default probabilities by using ARMA-GARCH income forecasted volatility as the underlying asset standard deviation in a jump diffusion option valuation framework. All modifications to traditional default probabilities models, usually fixed by rating agencies, as in the Hull and White CDS valuation method, result in a hybrid default probability and CDS valuation algorithm that incorporates some structural variables, as expected payment coverage, following a jump-diffusion underlying process.

Along the paper we showed that our simple jump diffusion probability series provided with ARIMA-GARCH forecasted volatilities are similar (but larger for small coverage ratios) to those obtained with the Heston-Nandi model since they arose from similar stochastic differential partial equations and the volatility process is the same, nevertheless it was calculated in different ways; outside for the jump diffusion probabilities and in the model for the Heston-Nandi ones.

The proposed method is consistent with traditional credit default probability estimation methods like Credit Metrics or Credit⁺, and with the risk neutral valuation used in H&W method. Despite all of these advantages, the log normal jump modeling of outliers may be improved, and perhaps it can be modeled by extreme value jump-diffusion processes. This is left as a future research as well as the use of these default probabilities in a reduced CDS valuation model or in a copula based probability model.

Bibliography

- Altman, E. I. (1968). "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy". *Journal of Finance*. Vol. 23, No. 4, pp 189-209.
- _____. (2000). "Predicting Financial Distress of Companies". <http://pages.stern.nyu.edu/~ealtman/Zscores.pdf>. pp. 15-22.
- _____. (2002). "Revisiting Credit Scoring Models in a Basel II Environment". Credit Rating: *Methodologies, Rationale, and Default Risk*, London Risk Books.
- _____. and G. Sabato (2007). "Modelling Credit Risk for SMEs: Evidence from the U.S. Market". *Abacus*, Vol. 43, No. 3, pp 332-357

- Bernanke, B.S., C. S. Lown and B. M. Friedman. (1991). "The credit Crunch". *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, pp. 205-247.
- Black, F. and M. Scholes. (1973). "The Pricing of Options and Corporate Liabilities". *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, pp 637-654.
- Blanco R., S. Brennan, and I. W. Marsh (2005). "An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment-Grade Bonds and Credit Default Swaps". *The Journal of Finance*, Vol. 60, No. 5, pp. 2255-2281
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol. 31, No. 3, pp. 307-327
- Brace, A., Gatarek, D. et Musiela, M. (1997). "The Market Model of Interest Rate Dynamics", *Mathematical Finance*, 7(2), pp. 127-154.
- Brigo, D. (2005). "Market Models for CDS Options and Callable Floaters", *Risk*, January.
- Brooks, C. (2008). "Introductory Econometrics for Finance", 2nd Edition. *Cambridge University Press*.
- Crépey, S., M. Jeanblanc, B. Zargari (2009). "CDS with Counterparty Risk in a Markov Chain Copula Model with Joint Defaults". Département de Mathématiques Université d'Évry Val d'Essonne. *Working papers*.
- Chan, N. H. (2002). "Time Series", *Applications to Finance*. Wiley Series in Probability and Statistics. USA.
- Credit Suisse Financial Products (1997). *CreditRisk+: A Credit Risk Management Framework*, London. Credit Suisse Financial Products.-.T,
- Cryer, J.D. and K. Chan. (2008). "Time Series Analysis with applications in R. 2nd Edition Springer". USA.
- Davis, M., and Lo, V., (2001). "Infectious Defaults," *Quantitative Finance*, Vol.1, pp. 382-386.
- Dungey, M., F. R., González Hermosillo, B., Martin, V. (2002). "International Contagion Effect from the Russian Crisis and the LTCM Near Collapse". *IMF Working Papers*.
- Dwyer, D. and R. Stein (2004). Technical Document on RiskCalc v3.1 Methodology. Moody's - KMV.
- Frankel, J.A. and S.L. Schmukler (1996). "Country fund discounts and the mexican crisis of December 1994: Did local residents turn pessimistic before international investors?" *Open Economies Review*, Vol. 7, Supplement 1, pp. 511-534.
- Gordy, M. (2000). "A comparative anatomy of credit risk models". *Journal of Banking & Finance*, Vol. 24, No.1-2, pp. 119-149.

- Heston, S. and S. Nandi (2000). "A Closed Form GARCH option Valuation Model". *The review of Financial Studies*. Vol. 13, No. 3. pp 327 – 343.
- Hull, J. C. and A. White (2000). "Valuing Credit Default Swaps I: No Counterparty Default Risk". *Journal of Derivatives*, Vol. 8, No. 1, pp. 29-40
- _____. "Valuing Credit Default Swaps II: Modeling Default Correlations". *Journal of Derivatives*, Vol. 8, No. 3. pp. 12-22.
- Karatzas, I. and S. Shreve (1991). "Brownian Motion and Stochastic Calculus". 2nd Ed. Springer.
- Kijima, M. and T. Suzuki (2001). "A jump diffusion model for pricing corporate debt securities in a complex capital structure", *Quantitative Finance*, Vol. 1, No. 6, pp. 611-620.
- Jarrow, R., and Yu, F., (2001). "Counterparty Risk and the Pricing of Defaultable Securities," *Journal of Finance*. Vol. 56, pp 1765-1799.
- _____. and Turnbull (1995). "Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk", *Journal of Finance*, Vol. 50 (1995), 53-85.
- Jamshidian, F. (2004). "Valuation of Credit Default Swaps and Swaptions". *Finance and Stochastics*. Vol 8, pp 343-371.
- Lamberton, D. and B. Lapeyre (1996). "Introduction to Stochastic Calculus Applied to Finance". Champan & Hall.
- Longstaff, F. A., S. Mithal, and E. Neis (2005). "Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market". *The Journal of Finance*, Vol. 60, No. 5, pp. 2213–2253.
- _____. (2010). "The subprime credit crisis and contagion in financial markets". *Journal of Financial Economics*, Vol. 97, No. 3. pp. 436-450.
- Löffler, G. and P. N. Posch (2007). "Credit risk modeling using Excel and VBA". *John Wiley and Sons*. USA.
- Mas-Colel, A., M. Whinston and J. Green (1995). "Microeconomic Theory". *Oxford University Press*.
- Merton, R. C. (1974). "On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates". *Journal of Finance*. Vol. 29, No. 2, pp. 449-470.
- _____. (1976). "Option Pricing when underlying stock returns are discontinuous", *Journal of Financial Economics*. Vol. 3, pp 125 – 144.
- Moraux, F. (2001). "Structural Credit Risk Models for Defaultable Securities". *Working Paper*, Université de Rennes I-IGR.

- O'Kane (2001). *Credit Derivatives Explained*, Lehman Brothers, March 2001.
- , and Schloegl (2001). "Modelling Credit: Theory and Practice", February 2001.
- O'Kane and Turnbull (2003). "Valuation and Risk-Management of Credit Default Swaps", *Lehman Brothers*
- Radelet, S., J. D. Sachs, R.N. Cooper and B.P. Bosworth (1998). "The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects". *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Shimko, D. (2004). "Credit Risk Modeling and Valuation: An Introduction in Credit Risk". *Models and Management*. Vol. 2, pp. 487–525,
- Sadam, I. (2005). Alkalmazott matematikus szak, Thesis, Természettudományi Kar.
- Sreedhar T. B. and T. Shumway (2008). "Forecasting default with the Merton distance to default model". *Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 3. pp. 1339–1369.
- Schönbucher, P. (2000). "A Libor market model with default risk", *preprint*.
- and D. Schubert (2001). "Copula-Dependent Defaults in Intensity Models", Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.301968>
- Stulz, R. M. (2010). "Credit Default Swaps and the Credit Crisis". *Journal of Economic Perspective*, Vol. 24, No. 1. pp. 73–92.
- Tankov, P. (2011). "Financial modeling with Levy processes". *Centre de Mathématiques Appliquées Ecole Polytechnique*. Lecture Notes.
- Venegas-Martinez, F. (2001). "Temporary Stabilization: A stochastic Analysis". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 25, No. 9, pp 1429-1449.
- Wuertz, D., *et al* (2012). "Options Package for the Rmetrics R-port". GPL licence.
- Zazzarelli, A., R. Cantor, K. Emery and V. Truglia (2007). "Sovereign Default and Recovery Rates 1983 - 2006". Moody's I.

Convocatoria abierta

La revista **Estocástica: finanzas y riesgo**, invita a someter para su posible publicación artículos originales de investigación. Estocástica es una publicación semestral cuyo objetivo es contribuir al desarrollo del conocimiento de las finanzas, la administración y modelado de riesgos, y la ingeniería financiera. Promueve la comunicación de resultados de investigación original, tanto teórica como empírica, relacionada con el estudio y práctica de estas disciplinas, en las siguientes líneas temáticas:

- ❖ Administración y análisis de riesgos financieros.
- ❖ Análisis y modelado del entorno financiero y económico.
- ❖ Diseño de instrumentos financieros.
- ❖ Econometría financiera.
- ❖ Finanzas computacionales.
- ❖ Finanzas conductuales con métodos cuantitativos.
- ❖ Finanzas matemáticas.
- ❖ Ingeniería financiera.
- ❖ Innovación financiera.
- ❖ Mercados financieros.
- ❖ Modelado del comportamiento de instrumentos derivados.
- ❖ Modelado financiero.
- ❖ Modelado matemático de riesgos.
- ❖ Modelos de regulación financiera.
- ❖ Procesos estocásticos aplicados a las finanzas.
- ❖ Teoría financiera.
- ❖ Valuación de activos financieros

Además de las líneas mencionadas se recibirán aportaciones afines, conforme a los lineamientos editoriales que aparecen en la página electrónica del departamento de administración de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco <http://estocastica.azc.uam.mx>. Los trabajos serán sometidos a dictaminación y aquellos aprobados serán programados para su publicación.

Los trabajos se recibirán en la siguiente dirección electrónica: estocastica@azc.uam.mx. Informes en el teléfono: 5318-9454 ext. 157 y 154.

En el momento de someter a consideración un artículo, se entenderá que el autor otorga su autorización para que éste sea publicado en la revista Estocástica: finanzas y riesgo, de circulación impresa y electrónica. Asimismo, liberará de toda responsabilidad a la Universidad Autónoma Metropolitana de cualquier demanda o reclamación que llegara a formular alguna persona física o moral que se considere con derecho sobre el artículo, respondiendo por la autoría y originalidad del mismo, asumiendo todas las consecuencias jurídicas y económicas si esto no fuera de su creación.

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

Estocástica: finanzas y riesgo will consider for possible publication articles written in Spanish or English, provided they contain unpublished work. *Estocástica* is published twice a year and its objective is to contribute to developing knowledge in the areas of finance, risk management and modeling and financial engineering. *Estocástica* promotes communication of original research results, either theoretical or empirical, related to the study and practice of the above mentioned disciplines and the following research lines:

- ❖ Financial risk analysis and management
- ❖ Financial instruments design
- ❖ Financial and economic analysis and modeling
- ❖ Financial econometrics
- ❖ Computational finance
- ❖ Mathematical finance
- ❖ Behavioral finance applying quantitative methods
- ❖ Financial engineering
- ❖ Financial innovation
- ❖ Financial markets
- ❖ Derivative products modeling
- ❖ Financial modeling
- ❖ Risk mathematical modeling
- ❖ Financial regulation modeling
- ❖ Stochastic processes applied to finance
- ❖ Financial theory and assets valuation

In addition to these research lines, closely related original manuscripts will be accepted according to the editorial guidelines published in the web site of the Departamento de Administración, of the Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco: <http://estocastica.azc.uam.mx>. Research papers will be reviewed by an experts' panel and those accepted will be scheduled for publication.

Manuscripts should be sent to estocastica@azc.uam.mx. Further information may be obtained dialing 5318-9454 ext. 157 or 154.

Authors grant, by sending a research work for review and possible publication, the legal authorization to *Estocástica: finanzas y riesgo* for publishing it in print and electronic formats. In addition, authors will be fully responsible for any legal acts pursued by third parties questioning the authorship and originality of their research work freeing the Universidad Autónoma Metropolitana of any legal or economic responsibility associated to such claims.

CSH *División
de Ciencias
Sociales y
Humanidades*

Departamento de
Administración 

CBI *DIVISIÓN DE
CIENCIAS BÁSICAS
E INGENIERÍA*
UAM - Azcapotzalco

DEPARTAMENTO
DE SISTEMAS

 Red para el
Análisis de
Riesgos
Financieros

