

# Estocástica:

## FINANZAS Y RIESGO

**Análisis del desempeño  
de los fondos de inversión  
de renta variable en México**

Laura G. Zúñiga Feria

**Un modelo "naive" de opción  
barrera para la predicción  
de fracaso financiero**

Gastón Silverio Milanesi

**Mercado Integrado  
Latinoamericano (MILA):  
un análisis de integración  
financiera y volatilidades**

Francisco Javier Reyes Zárate

**Evaluación mediante opciones reales  
de proyectos de inversión en el sector  
de distribución de combustibles**

Julián Pareja Vasseur  
Mauricio Mejía Aguirre  
Marcos Gallego Gómez

**VOLUMEN 6, NÚMERO 2  
JULIO - DICIEMBRE 2016**

Universidad  
Autónoma  
Metropolitana   
Casa abierta al tiempo Azcapotzalco

## Directorio

### Universidad Autónoma Metropolitana

#### Rector General

Dr. Salvador Vega y León

#### Secretario General

M. en C. O. Norberto Manjarrez Álvarez

#### Unidad Azcapotzalco

##### Rector de la Unidad

Dr. Romualdo López Zárate

##### Secretario de la Unidad

Mtro. Abelardo González Aragón

##### Director de la División de Ciencias Sociales y Humanidades

Dr. Oscar Lozano Carrillo

##### Secretario Académico

Lic. Miguel Pérez López

##### Jefa del Departamento de Administración

Dra. María Teresa Magallón Díez

##### Coordinador de Difusión y Publicaciones de la División

Dr. Saúl Jerónimo Romero

#### Dirección de este número

Dra. María G. Henaine-Abed

Dra. Marissa R. Martínez Preece

Mtro. Carlos Zubieta Badillo

#### Consejo Editorial

Dr. Onésimo Hernández-Lerma  
Departamento de Matemáticas, CINVESTAV,  
Instituto Politécnico Nacional,  
Cd. de México, México

Dr. Francisco Venegas-Martínez  
Escuela Superior de Economía,  
Instituto Politécnico Nacional,  
Cd. de México, México

Dr. Edgar-Ortiz  
Facultad de Ciencias Políticas y Sociales,  
Universidad Nacional Autónoma de México,  
Cd. de México, México

Dr. Miguel Ángel Gutiérrez-Andrade  
Departamento de Ingeniería Eléctrica,  
Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa,  
Cd. de México, México

Dra. Patricia Saavedra-Barrera  
Departamento de Matemáticas,  
Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa,  
Cd. de México, México

Dr. Francisco López-Herrera  
Facultad de Contaduría y Administración,  
Universidad Nacional Autónoma de México,  
Cd. de México, México

Dr. Dan Rosen  
Facultad de Ciencias Aplicadas e Ingeniería  
Universidad de Toronto,  
Toronto, Canadá

Dr. Diego Agudelo-Rueda  
Área de Mercados Financieros,  
Universidad EAFIT  
Medellín, Colombia

Dr. Roberto J. Santillán Salgado  
EGADE Business School  
Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey  
Campus Monterrey,  
Monterrey, Nuevo León, México

#### Comité Editorial

##### Presidenta

Dra. María G. Henaine-Abed  
Departamento de Sistemas,  
Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco  
Cd. de México, México

##### Editora

Dra. Marissa R. Martínez-Preece  
Departamento de Administración,  
Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco  
Cd. de México, México

##### Coeditor

Mtro. Carlos Zubieta-Badillo  
Departamento de Ciencias Básicas,  
Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco  
Cd. de México, México

# Estocástica: FINANZAS Y RIESGO

Volumen 6, número 2  
Julio - diciembre 2016

**E**stocástica: finanzas y riesgo es una revista académica especializada en finanzas; dirigida a investigadores/as y académicos/as interesados/as en el análisis de los riesgos financieros, la cual es editada por la Universidad Autónoma Metropolitana. Su objetivo es contribuir al desarrollo del conocimiento de las finanzas, la administración, modelado de riesgos y la ingeniería financiera, así como promover la comunicación de resultados de investigación original, tanto teórica, como empírica, relacionada con el estudio y práctica de estas disciplinas.

Universidad  
Autónoma  
Metropolitana



Casa abierta al tiempo Azcapotzalco

**Estocástica: Finanzas y Riesgo.** Volumen 6, número 2, julio - diciembre 2016, es una publicación semestral de la Universidad Autónoma Metropolitana, a través de la Unidad Azcapotzalco, División de Ciencias Sociales y Humanidades, Departamento de Administración. Prolongación Canal de Miramontes 3855, Col. Exhacienda San Juan de Dios, Delegación Tlalpan, C.P. 14387, México, Ciudad de México, Av. San Pablo 180, Col. Reynosa Tamaulipas, Delegación Azcapotzalco, C.P. 02200. México, Ciudad de México; 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](mailto:estocastica@correo.azc.uam.mx). Editora responsable Dra. Marissa del Rosario Martínez Preece. Certificado de Reserva de Derechos al Uso Exclusivo número 04-2011-102016113300-203, ISSN 2007-5383, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Responsable de la última actualización de este número, Dra. María Guadalupe Henaine-Abed, Departamento de Sistemas, División de Ciencias Básicas e Ingeniería, Unidad Azcapotzalco, Av. San Pablo 180, Col. Reynosa Tamaulipas, delegación Azcapotzalco, C.P. 02200, México, Cd. de México; fecha de última modificación: 26 de agosto de 2016. Tamaño del archivo: 8.61 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

## PRESENTACIÓN

Análisis del desempeño de los fondos de inversión de renta variable en México Laura G. Zúñiga Feria	121
Un modelo “naive” de opción barrera para la predicción de fracaso financiero Gastón Silverio Milanesi	159
Mercado Integrado Latinoamericano (MILA): un análisis de integración financiera y volatilidades Francisco Javier Reyes Zárate	187
Evaluación mediante opciones reales de proyectos de inversión en el sector de distribución de combustibles Julián Pareja Vasseur Mauricio Mejía Aguirre Marcos Gallego Gómez	219



## PRESENTACIÓN

Desde principio de este año existe una creciente preocupación por la economía de México por parte de todos los sectores.

Serios problemas políticos no sólo no se han solucionado, sino que poco a poco se han vuelto más complicados. Tampoco los resultados obtenidos hasta ahora por las reformas estructurales han sido los esperados.

En el ámbito internacional un acontecimiento importante fue la salida del Reino Unido de la Unión Europea (a partir del British Exit, 'salida británica'). El Reino Unido sorprendió al mundo (23 de junio de 2016) cuando votó a favor de dejar a la Unión Europea (UE) después de más de cuatro décadas de pertenecer a ella, decisión que causó agitación en los mercados financieros.

Por otro lado, debido al aumento de la tasa de referencia del Sistema de la Reserva Federal (FED) en enero de 2016, México tuvo que aumentar su tasa de referencia a 3.75% desde febrero de este año, el dólar sigue fortaleciéndose llegando a cotizarse por arriba de los 19 pesos M.N. en agosto de 2016.

Los precios del petróleo siguen por debajo de los \$50 pesos y no se ve su próxima recuperación, al menos en el corto plazo.

La explicación de lo anterior, puede encontrarse en las declaraciones que realizó Agustín Carstens en agosto, en las cuales mencionó que el Banco de México redujo su estimación de crecimiento para el país en 2016 de un rango de 2.5-3.5% a 2.0 y 3.0%. Para 2017, el pronóstico del banco disminuyó a un rango de 2.5-3.5%, del originalmente 3.0-4.0% pronosticado.

Al hablar sobre los retos para la economía mexicana, el gobernador de Banxico, Agustín Carstens, destacó la importancia de una implementación adecuada de las reformas estructurales que permitan distinguir a la economía mexicana de otros países emergentes, así como mantener el fortalecimiento del estado de derecho y garantizar la seguridad jurídica.

Para Carstens, entre los riesgos más importantes que detecta el Banco Central en la baja del crecimiento económico, están; una actividad industrial menor a la esperada, que los precios del petróleo no se recuperen, e impacten en el gasto interno y que se acentúe aún más la volatilidad en los mercados financieros internacionales.

Dado lo anterior, sigue siendo imperativo el estudio de los riesgos financieros desde los más diversos puntos de vista.

El número que ahora se presenta se compone de los siguientes artículos:

En primer lugar, el artículo “Análisis del desempeño de los fondos de inversión de renta variable en México” de Laura G. Zúñiga Feria, tiene como objetivo profundizar en el estudio del desempeño de los fondos de inversión en México, clasificados como de renta variable y de renta variable discrecionales, durante el período comprendido entre 1993 y 2012. Se adopta el enfoque de la teoría de carteras, encontrando que los resultados obtenidos son coherentes con los realizados para otros países en cuanto al tipo de relación entre los factores de riesgo y los retornos de los fondos, con excepción del factor *momentum* que presenta relación inversa, esto ocurre independientemente de los años de la crisis financiera internacional, incluidos por primera vez en un trabajo de este tipo para el mercado mexicano.

En segundo lugar, se presenta el artículo titulado “Un modelo “naive” de opción barrera para la predicción de fracaso financiero” de Gastón Silverio Milanesi, quien comenta: “Asimilar el valor del patrimonio como una opción de compra sobre los activos, permitió desarrollar un conjunto de modelos dinámicos para predecir fracasos financieros empresariales. No obstante, el concepto, presenta una debilidad importante: la relación directa y positiva entre valor del capital (prima), con el nivel de la volatilidad del subyacente”. Este trabajo propone, un modelo de opción barrera “operativo”, ya que simplifica la estimación de las variables inobservables: valor y riesgo del activo. En un caso hipotético, se propone un ejercicio de sensibilidad sobre volatilidades y plazos. Una aplicación similar se utilizó para estimar el valor del patrimonio y de la probabilidad de dificultades financieras sobre dos firmas de capitales argentinos con diferentes grados de endeudamiento: Yacimientos Petrolíferos Fiscales S.A (YPF) y Aluar S.A (ALUAR), confirmando la consistencia en las relaciones volatilidad-valor-probabilidad de fracasos financieros del modelo propuesto.

El tercer artículo habla del “Mercado Integrado Latinoamericano (MILA)”, el cual consiste en un análisis de integración financiera y volatilidades, de Francisco Javier Reyes Zárate. La participación de México ha permitido

que este mercado evolucione de una manera más rápida, lo cual crea mejores oportunidades de desarrollo económico regional bajo el contexto de la globalización financiera. Se analizan los principales índices financieros representativos de estas economías, cuyos resultados sugieren que se presenta el efecto contagio debido a la correlación parcial positiva entre los rendimientos.

Por último, el cuarto artículo de Julián Pareja Vasseur, Mauricio Mejía Aguirre y Marcos Gallego Gómez: "Evaluación mediante opciones reales de proyectos de inversión en el sector de distribución de combustibles", se propone la utilización de la metodología de evaluación de opciones reales mediante un enfoque de multiopciones; con el fin de determinar el valor adecuado de un proyecto de inversión en el sector de distribución de combustibles líquidos. El uso de esta metodología permitió estimar un valor adicional de forma más precisa, y en consecuencia se pudo determinar cuáles son las decisiones adecuadas que se deben tomar durante la ejecución de un proyecto.

Como en otros números, el deseo de los/as editores/as es que los artículos aquí incluidos contribuyan al avance de las ciencias financieras, en especial, en aquellas áreas especializadas en riesgo y que éstos puedan resultar un referente en la toma de decisiones financieras.

Siempre es importante mencionar que esta publicación ha llegado a su sexto año ininterrumpido gracias a la colaboración de la comunidad especializada que aceptó la invitación para participar en el esfuerzo de difundir y promover la investigación en las disciplinas objeto de esta revista, por ello, agradecemos el interés mostrado en este proyecto y se reitera la invitación para que los/as investigadores/as en estas disciplinas continúen formando parte del espacio de colaboración que representa esta publicación.

Comité Editorial



# Análisis del desempeño de los fondos de inversión de renta variable en México

## Performance analysis of the mexican equity mutual funds

---

Laura G. Zúñiga Feria\*

(Fecha de recepción: 12 de febrero de 2016, Fecha de aceptación: 24 de mayo de 2016)

### RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es profundizar en el estudio del desempeño de los fondos de inversión en México, clasificados como de renta variable y de renta variable discrecionales, durante el período comprendido entre 1993 y 2012. Se adopta el enfoque de la teoría de carteras, encontrando que los resultados obtenidos son coherentes con los realizados para otros países en cuanto al tipo de relación entre los factores de riesgo y los retornos de los fondos, con excepción del factor *momentum* que presenta relación inversa, esto se presenta independientemente de los años de la crisis financiera internacional, incluidos por primera vez en un trabajo de este tipo para el mercado mexicano.

Clasificación JEL: G14, G11, C23

**Palabras clave:** desempeño, fondos de inversión, gestión de portafolio.

### ABSTRACT

*The aim of this paper is to delve into the study of the performance evaluation of the Mexican mutual funds industry, classified as equity and discretionary equity, from 1993 to 2012.*

*Using the modern portfolio theory, our results are consistent with those obtained for other countries as pertains the kind of relation that exists between the risk factors and the fund returns with the exception of the momentum factor which presents an inverse relation, this holds true despite the 2008 international financial crisis. This is the first time the latter is included in an empirical research paper for the Mexican market such as this one.*

*JEL Classification: G14, G11, C23*

**Key words:** performance, mutual funds, portfolio management.

---

\* Facultad de Economía y Negocios, Universidad Anáhuac, México Norte.  
Cd. de México, México, lgzuniga@anahuac.mx

## Introducción

**D**urante los últimos años, los fondos de inversión han experimentado un rápido crecimiento a nivel internacional, y el mercado mexicano no es ajeno a esa tendencia. El objeto del presente trabajo es analizar el mercado mexicano de Sociedades de Inversión de Renta Variable (SIRV) y de Renta Variable Discrecionales (SIRVD), aplicando la metodología *return-based*, para encontrar el modelo de mercado que mejor caracterice su proceso generador de retornos.

La aportación principal de la investigación se sustenta en la propuesta de un modelo que refleja, por primera vez para México y su industria de fondos de inversión, el cambio estructural de los mercados financieros a consecuencia de la crisis de 2008. En lo que respecta a la información pública que requiere el inversor para su toma de decisiones; en México sigue siendo escasa, por lo que resulta necesario que se difunda el retorno por unidad de riesgo y el desempeño de los fondos.

De acuerdo con el objetivo propuesto, el siguiente apartado realiza una revisión bibliográfica de los fundamentos de la teoría clásica de carteras en relación al desempeño de los fondos de inversión, incidiendo en particular en las características de los modelos que se van a contrastar. Después se realiza un análisis pormenorizado de la composición de la muestra y de las variables a utilizar. Por último, se presentan los resultados obtenidos y las principales conclusiones del análisis.

### 1. Modelo de valoración de activos de capital

El Modelo de Valoración de Activos de Capital (CAPM) (Sharpe, 1964, Lintner, 1965 y Mossin, 1966) plantea que el retorno esperado de un activo de inversión se puede estimar como:

$$E(R_{it}) = R_{ft} + \beta_i(E(R_{mt}) - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

En donde:

$E(R_{it})$  = Retorno esperado del activo de inversión para el periodo t.

$E(R_{mt})$  = Retorno esperado de la cartera de mercado para el periodo t.

$R_{ft}$  = Retorno del activo libre de riesgo para el periodo t.

$\beta_i$  = Beta de mercado.

$\varepsilon_{it}$  = Residuales, serialmente independientes y con valor esperado  $E(\varepsilon_{it})$  igual a cero.

El modelo de un índice (Jensen, 1968) utiliza al *CAPM* para analizar el desempeño de los fondos estableciendo que, si el mercado es el único portafolio eficiente que contiene a la totalidad de activos con riesgo, el retorno anormal debería valer cero. Por lo tanto, utiliza como medida de desempeño la ordenada al origen del *CAPM* o Alfa de Jensen:

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + u_{it} \quad (2)$$

En donde:

$R_{it}$  = Retorno del i-ésimo fondo de inversión para el periodo t.

$R_{mt}$  = Retorno de la cartera de mercado para el periodo t.

$R_{ft}$  = Retorno del activo libre de riesgo para el periodo t.

$\alpha_i$  = Alfa de Jensen, medida de desempeño del fondo de inversión.

$\beta_i$  = Beta de mercado.

$u_{it}$  = Componente aleatoria del modelo.

El Alfa de Jensen cuantifica la habilidad de selección de activos que posee el gestor del fondo, que tomará valores positivos cuando existe habilidad predictiva por parte del gestor, tenderá a cero, si el gestor sigue una política de selección aleatoria de compra y tenencia de activos, y será negativa si el gestor hace una selección peor que la aleatoria.

Existe ambigüedad del Alfa de Jensen cuando se utiliza como criterio de clasificación del desempeño de un gestor como ganador o perdedor (Roll, 1978), por lo que se plantea la posibilidad de que más de un solo factor de riesgo afecte al retorno del portafolio, abriendo la posibilidad de aplicar la

Teoría de Valoración por Arbitraje (*APT*) (Ross, 1976) como metodología de construcción para el modelo de mercado.

Con base en esta línea de investigación, cuando Fama y French (1992) intentan explicar el retorno promedio del mercado de valores en su corte transversal, evalúan la participación conjunta de la beta de mercado con los factores: tamaño, nivel de apalancamiento, múltiplo Utilidad a Precio de Mercado (*E/P*), y múltiplo Valor en Libros a Valor de Mercado (*BE/ME*).<sup>1</sup> Su prueba empírica no respalda la existencia de una relación directa y simple entre el retorno promedio y las betas de mercado, pero encuentra una fuerte relación univariada entre el retorno promedio y estos cuatro factores. En pruebas multivariadas, encuentran que existe relación inversa entre el retorno promedio y el factor tamaño, y directa con el múltiplo *BE/ME*, por lo que concluyen que las betas no parecen explicar el corte transversal y que la combinación de los factores tamaño y *BE/ME* capta el efecto que tienen tanto el apalancamiento como el múltiplo *E/P* sobre el retorno promedio de los fondos. Sus resultados sugieren que el riesgo accionario es multidimensional y que cada una de estas variables explica alguna de estas dimensiones. Su modelo de tres factores (Fama y French, 1992) se expresa entonces como:

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + u_{it} \quad (3)$$

En donde:

$R_{it}$  = Retorno del *i*-ésimo fondo de inversión para el periodo *t*.

$R_{mt}$  = Retorno de la cartera de mercado para el periodo *t*.

$R_{ft}$  = Retorno del activo libre de riesgo para el periodo *t*.

$SMB_t$  = Factor tamaño para el periodo *t*.

$HML_t$  = Factor del múltiplo *BE/ME* para el periodo *t*.

$\alpha_i$  = Medida de desempeño del activo de inversión.

$\beta_i$  = Beta de mercado, o sensibilidad del retorno del fondo de inversión ante el retorno del mercado.

$s_i$  = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor tamaño.

<sup>1</sup> A diferencia de otros autores que utilizan el valor de los activos para cuantificar el tamaño del fondo, Fama y French utilizan el valor de mercado.

$h_i$  = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor del múltiplo  $BE/ME$

$u_{it}$  = Componente aleatoria del modelo

Todos los factores de riesgo incluidos, imitan portafolios promedio ponderados de cero-inversión. Este modelo ayuda a analizar si el precio de los activos se establece de manera racional, ya que las variables independientes incluidas representan la sensibilidad a factores de riesgo comunes al retorno promedio. Así, Fama y French obtienen un coeficiente de determinación mayor que el del modelo de un índice de Jensen, además de alfas estimadas cercanas a cero, lo que habla de un modelo que capta las variaciones comunes de las series de tiempo en los retornos y que explica también los retornos promedio en su corte transversal.

Confirman (Fama y French, 1995) que tanto el factor tamaño como el múltiplo  $BE/ME$  están relacionados con propiedades persistentes de las utilidades,<sup>2</sup> lo que sugiere que los factores de riesgo para la utilidad son la fuente de los correspondientes factores de riesgo para los retornos de las acciones. Demuestran un claro efecto del factor de mercado y del factor tamaño sobre el retorno de los activos, pero encuentran debilidad con respecto al factor  $BE/ME$  a consecuencia de la falta de evidencia de que la influencia de este múltiplo sobre la utilidad afecte al  $BE/ME$  en los retornos. En su análisis, las empresas frágiles por sus bajos ingresos tienden a un múltiplo  $BE/ME$  alto y a un valor estimado positivo del coeficiente  $h_i$ , y viceversa. También demuestran (Fama y French, 1996) que el modelo de tres factores capta la reversión del retorno de largo plazo, pero no explica la continuidad del retorno de corto plazo.<sup>3</sup>

A partir del modelo de tres factores, Carhart (1997) sugiere incluir el efecto *momentum* de un año (Jegadeesh y Titman, 1993) como un factor de riesgo adicional, para ayudar así a explicar el efecto “manos calientes” (Hendricks, Patel y Zeckhauser, 1993). Carhart afirma que la prueba de eficiencia de mercado de los retornos, condicionada al modelo de equilibrio en el que el intercepto  $\alpha_i$  es igual a cero, no deja observar con claridad la evidencia que

<sup>2</sup> Las acciones con valor de mercado (ME) pequeño, tienden a generar valores menores del múltiplo Utilidad a Valor en Libros ( $E/BE$ ), que las acciones con ME mayor. Este efecto tamaño en las utilidades se debe en gran parte a las bajas ganancias (profits) de las emisoras de acciones de pequeño valor de mercado o capitalización.

<sup>3</sup> En este trabajo aplican el modelo de tres factores a las bases de datos utilizadas en estudios empíricos realizados por otros investigadores.

confirma la existencia de habilidad de selección de activos por parte del gestor. El modelo de cuatro factores (Carhart, 1997) se puede expresar como:

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + p_i PR1YR_t + u_{it} \quad (4)$$

En donde:

$R_{it}$  = Retorno del  $i$ -ésimo fondo de inversión para el periodo  $t$ .

$R_{mt}$  = Retorno de la cartera de mercado para el periodo  $t$ .

$R_{ft}$  = Retorno del activo libre de riesgo para el periodo  $t$ .

$SMB_t$  = Factor tamaño para el periodo  $t$ .

$HML_t$  = Factor del múltiplo  $BE/ME$  para el periodo  $t$ .

$PR1YR_t$  = Factor *momentum* para el periodo  $t$ .

$\alpha_i$  = Medida de desempeño del fondo de inversión.

$\beta_i$  = Beta de mercado o sensibilidad del retorno del fondo ante el retorno del mercado.

$s_i$  = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor tamaño.

$h_i$  = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor del múltiplo  $BE/ME$ .

$p_i$  = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor *momentum*.

$u_{it}$  = Componente aleatoria del modelo.

Carhart asegura que este modelo explica considerablemente la variación en el corte transversal del retorno promedio de los portafolios de inversión, ya que cada factor de riesgo tiene fuerte varianza y su correlación cruzada es baja, lo que asegura la falta de multicolinealidad. Contrario a los resultados de otros investigadores (Grinblatt, Titman y Wermers, 1995), Carhart demuestra que los fondos que siguen la estrategia de *momentum*<sup>4</sup>

<sup>4</sup> La estrategia de inversión de *momentum*, consiste en comprar una acción, porque su retorno pasado fue a la alza, y vender una acción, porque su retorno pasado se presentó a la baja. Grinblatt, Titman y Wermers (1995) plantean que esta estrategia de inversión puede ser lo que genera la persistencia de corto plazo en el desempeño de los fondos mutuos, de hecho prueban que los fondos con esta estrategia

ganan menos retorno anormal después de gastos, ya que los costos de esta estrategia consumen las ganancias obtenidas por seguirla, y que la rotación de activos disminuye el desempeño.

Con su prueba empírica concluye que este modelo explica casi en su totalidad la variación en el corte transversal, a partir del factor tamaño y del factor *momentum*. El factor *momentum* tiene un patrón de comportamiento en donde es grande y positivo para los portafolios con más acciones de bajo valor de mercado, y va disminuyendo conforme aumentan en el portafolio la proporción de acciones con alto valor de mercado, hasta llegar a valores negativos del factor. Además, el modelo presenta mejores coeficientes de determinación que el modelo de un índice de Jensen. Concluye que existe poca evidencia de la habilidad de selección de los gestores de los fondos, lo que es consistente con la hipótesis de eficiencia de mercado.

## 2. Revisión de la literatura

El modelo de tres factores de Fama y French y el de cuatro factores de Carhart se han utilizado en un sinnúmero de análisis empíricos de la industria de fondos en diferentes países alrededor del mundo, aunque la mayoría se refieren al de Estados Unidos de América, dando resultados similares en la mayoría de los estudios.

En un análisis recientes de la industria de fondos mutuos de renta variable norteamericanos (Bello, 2008), se comparan los resultados del modelo de un índice de Jensen, el de tres factores y el de cuatro factores, utilizando una muestra reciente que cubre el periodo de abril de 1986 a marzo de 2006. Los resultados confirman la relación directa entre cada uno de los factores de riesgo y el retorno de los fondos. Bello encuentra que aunque cada modelo explica en la misma magnitud el retorno de los fondos, alrededor del 71%, el poder predictivo del de tres factores es superior al modelo de un índice, así como el modelo de cuatro factores es mejor que el de Fama y French. Estos resultados reiteran los hallazgos que en su momento realizaron Fama y French, así como Carhart.

Se utilizan también estos modelos, con fondos norteamericanos, para plantear otros más complejos manejando observaciones diarias, y para estudiar la habilidad de los gestores de fondos para anticiparse al mercado. Bollen y Busse (2001 y 2005) encuentran mejores estimaciones de los retor-

---

tienen mejor desempeño, cuantificando su retorno antes de comisión por gestión y costos de transacción.

nos anormales (alfas) a partir de datos diarios, mientras que Elton, Gruber y Blake (2011) confirman que el modelo de un solo índice, en comparación con el de tres y cuatro factores, revela la existencia de habilidad de anticipación por parte de los gestores que redunde en retornos anormales positivos, pero no en un mejor desempeño del fondo.

Para América Latina, los análisis del mercado de fondos a través de estos modelos son escasos. En cuanto al mercado brasileño de fondos de renta variable, se utiliza el modelo de cuatro factores de Carhart (Berggrun, Mongrut, Umaña y Varga, 2014), confirmando la relación directa entre el retorno de los fondos y los factores *SMB* y *HML*. Las alfas son positivas para los deciles más altos de fondos, y negativas para los deciles más bajos. El factor *momentum* es siempre positivo y significativo, excepto para los deciles más altos en los que llega a ser negativo.

Para el mercado mexicano, existe una evaluación de los riesgos y rendimientos de los fondos (Rodríguez, 2004) utilizando los índices de Sharpe (1966) y Treynor (1965), así como el Alfa de Jensen. Concluye que la mayoría de los fondos de renta variable en México presentaron resultados inferiores a los del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV), durante el periodo 1998-2003.

El segundo y más reciente trabajo (Muga, Rodríguez y Santamaría, 2007) utilizan el modelo de Carhart como parte de la metodología de análisis de persistencia, en una muestra de fondos de inversión libre de sesgo de supervivencia, para el periodo 1992 a 2002. Los resultados muestran relación directa entre el retorno de los fondos y el factor tamaño, así como la existencia de persistencia de corto y largo plazo. También se encuentran alfas con signo negativo, al ordenar los fondos por sus retornos rezagados un año.

Tanto el modelo de Fama y French como el de Carhart se han convertido en la metodología de referencia para cualquier tentativa de medición del desempeño de los fondos de inversión y siguen presentes en las revisiones recientes sobre la literatura de fondos de inversión, porque se consideran como la metodología dominante en la literatura y en la industria de fondos.

### **3. Análisis empírico: composición de la muestra y descripción de las variables**

En este trabajo se estiman el modelo de tres factores de Fama y French expresado en (3), y el de cuatro factores de Carhart mostrado en (4), utilizando

como variable dependiente el retorno en exceso de las Sociedades de Inversión de Renta Variable (SIRV) y de Renta Variable Discrecionales (SIRVD) en México.

A continuación se describe brevemente la muestra analizada, así como las variables independientes incluidas en los modelos. Hay que apuntar que toda la información bursátil utilizada en este trabajo, así como los múltiplos y valores de capitalización, fue recopilada a partir del sistema de información *Economática*, quien a su vez utiliza como fuente a la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV).

### 3.1 Composición y características de la muestra de Sociedades de Inversión de Renta Variable y de Renta Variable Discrecionales

Se utilizaron los precios netos de comisiones y de gastos, con periodicidad mensual, de las SIRV y SIRVD que componen el mercado mexicano, durante el periodo de enero de 1992 a diciembre de 2012. Ya que la metodología de construcción de las variables independientes obliga a perder algunos datos, el periodo de análisis final comprende de enero de 1993 a junio de 2012. En este periodo operaron un total de 301 fondos de este tipo en México, de los que no todos se mantuvieron activos en la totalidad del mismo, ya sea porque iniciaron operaciones en fecha posterior a enero de 1993, o porque se cancelaron o fusionaron con otro fondo antes de junio de 2012.

La muestra es libre de sesgo de supervivencia porque abarca al universo de fondos existentes en cada uno de los meses que componen el periodo de estudio. Se cuenta con información para las 1226 series accionarias distintas, cada una con diferentes características en cuanto al perfil del cliente, montos mínimos de inversión y comisiones, lo que afecta al valor liquidativo de cada una de ellas; por lo tanto, se analizan por separado aunque varias de ellas pertenezcan a la misma SIRV o SIRVD. Para obtener mejores estimaciones de los modelos, se incluyen en el análisis sólo aquellas series que cuentan con al menos un año de información de sus retornos mensuales, por lo que se eliminan 162 realizando el análisis con las 1064 restantes. A partir de los precios, se calculan los retornos mensuales en logaritmos.

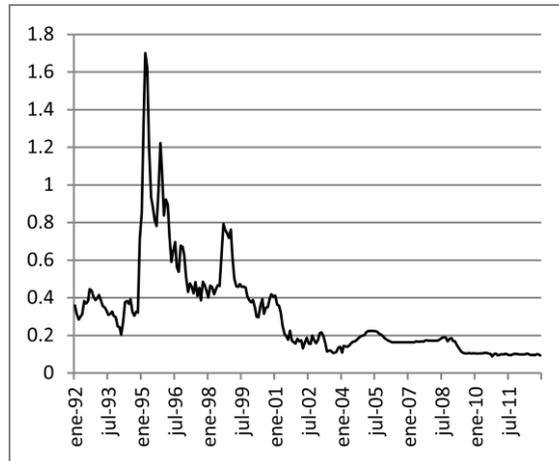
### 3.2 El activo libre de riesgo

En lo que respecta a la definición del activo libre de riesgo, en la literatura de las últimas tres décadas se utiliza con mayor frecuencia un instrumento

de deuda gubernamental, con plazo similar al plazo de inversión considerado en los fondos, y con periodo de análisis de al menos diez años.

En consecuencia, en este trabajo se utiliza como activo libre de riesgo al Certificado de la Tesorería de la Federación (CETE) con plazo de 28 días,<sup>5</sup> la cual presenta tendencia a la baja a lo largo del periodo de estudio (Figura 1) como consecuencia de la política monetaria restrictiva implementada por el Banco de México a partir de su autonomía en 1995.

Figura 1. Tasa libre de riesgo (1992-2012)



Fuente: Elaboración propia a partir de información proporcionada por Economatica.

### 3.3 La cartera del mercado de capitales

En los trabajos empíricos que utilizan un modelo con base en los retornos históricos para el análisis de fondos mutuos, lo usual es emplear al índice bursátil más representativo del mercado de capitales como aproximación a la cartera de mercado, este papel lo ocupa en México el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) elaborado por la BMV.

<sup>5</sup> La tasa libre de riesgo empleada en los modelos estadísticos ( $R_f$ ) se calculó con el log-rendimiento de la tasa equivalente mensual (30 días) del CETE 28, para asegurar su congruencia con el retorno de las SIRV y SIRVD y de la cartera de mercado. Se realizaron pruebas con los CETE's a 91 días sin obtener impacto relevante sobre los resultados de las estimaciones de los modelos.

Otro índice, también elaborado por la BMV, que puede representar a la cartera de mercado es el Índice de Rentabilidad Total (IRT). Éste utiliza la misma muestra y metodología que el IPC, pero con el precio accionario ajustado por derechos, lo cual es más cercano a los supuestos del *CAPM*. Este índice se creó en julio de 2002, ya que antes de esa fecha comparte sus valores con el IPC que desde ese momento dejó de ajustarse por dividendos.

Por otro lado, el utilizar un índice de mercado como punto de referencia en la evaluación del desempeño de un gestor de inversiones trae problemas (Roll, 1978), sobre todo por la falta de robustez del *CAPM* cuando dicho índice no representa a la totalidad de los activos que cotizan en el mercado. Bajo los supuestos del *CAPM*, los portafolios óptimos siempre son una combinación del activo libre de riesgo y de la cartera de mercado. Además, el equilibrio significa que la cartera de mercado es el único portafolio eficiente conformado por todos los activos con riesgo (Fama, 1968).

Con base en estos argumentos y en los trabajos de Fama y MacBeth (1973), Henriksson (1984), y Grinblatt y Titman (1989a) que utilizan como cartera de mercado a un índice promedio simple de los retornos de todas las acciones listadas en el mercado norteamericano de capitales, en el presente trabajo se presenta también como posible cartera de mercado un índice promedio sin ponderar (*EWI*) de elaboración propia. El *EWI* se calcula entonces con el promedio simple del precio de cierre, ajustado por derechos, del universo de series accionarias cotizadas cada mes en la BMV durante el periodo de estudio.

Dadas las observaciones de De Bondt y Thaler (1989) y de Fama (1991), que afirman que los índices sin ponderar son ineficientes en media-varianza con respecto a las estrategias pasivas así como a aquellas basadas en el tamaño de la empresa, que prefieren los promedios ponderados sobre los simples, se utiliza también en este trabajo un índice promedio ponderado (*WAI*) de elaboración propia. Fama (1968), establece que la cartera de mercado debe contener a todos los activos riesgosos que operan en el mercado, ponderados por su valor de mercado, de manera que el *WAI* se construye con el precio de cierre ajustado por derechos del total de series accionarias cotizadas en la BMV, ponderando por su valor de capitalización para cada periodo.

En estimaciones realizadas con anterioridad,<sup>6</sup> se utilizó también en Índice de Sociedades de Inversión de Renta Variable, que como cartera de re-

<sup>6</sup> Estas estimaciones fueron expuestas en el IV Congreso de Investigación Financiera IMEF 2014, ([http://www.imef-eventos.org.mx/2014/fundacion/congreso/programa\\_general.php](http://www.imef-eventos.org.mx/2014/fundacion/congreso/programa_general.php)).

ferencia ofreció buenos resultados. Sin embargo, se decidió no trabajar con este índice en los modelos multifactoriales porque es necesario un índice que replique el comportamiento de la cartera del mercado de capitales, es decir, de los instrumentos de capital cotizados en la BMV.

### 3.4 Variables referidas a los factores tamaño y BE/ME

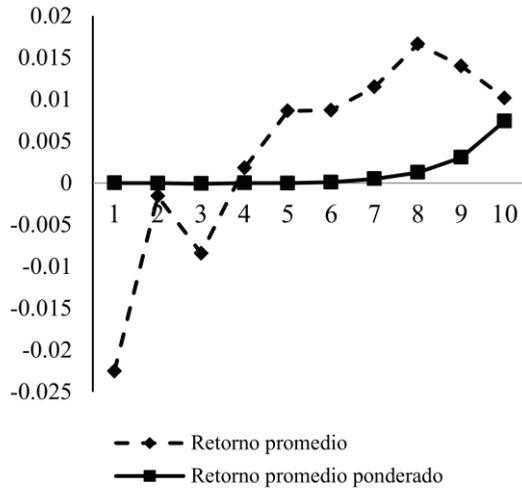
Con fundamento en el modelo de tres factores de Fama y French, se procede a construir los factores de riesgo referentes al tamaño (*SMB*) y al múltiplo *BE/ME* (*HML*). Primero se inspecciona el universo de series accionarias que cotizaron en la BMV durante el periodo de estudio original, en donde se encontró que el promedio es de 132 en cada mes, con un mínimo de 54 en enero de 1992, y un máximo de 184 en marzo de 1999. De cada serie accionaria, se toma: el precio de mercado para el cierre del mes, su valor de capitalización como medida de su tamaño y el inverso de su múltiplo Precio a Valor en Libros (*P/VL*).

En congruencia con los trabajos empíricos en los que el retorno incluye apreciación de capital, dividendos y distribución de ganancias de capital, se utilizan los precios accionarios ajustados por derechos para trabajar con el retorno total. El efecto tamaño (Banz, 1981) consiste en que el valor de mercado explica en cierta medida el retorno promedio del corte transversal ya que, dado su riesgo sistemático, las acciones con menor valor de mercado otorgan retornos mayores y viceversa.

En cuanto al tamaño, se aprecia un patrón de comportamiento inverso al esperado (Figura 2), ya que el retorno es menor en los deciles correspondientes al menor tamaño (D1, D2, D3) y aumenta para los deciles de alto valor de capitalización. De hecho, sólo se observa el comportamiento esperado en el retorno promedio de los dos últimos deciles (D9 y D10).

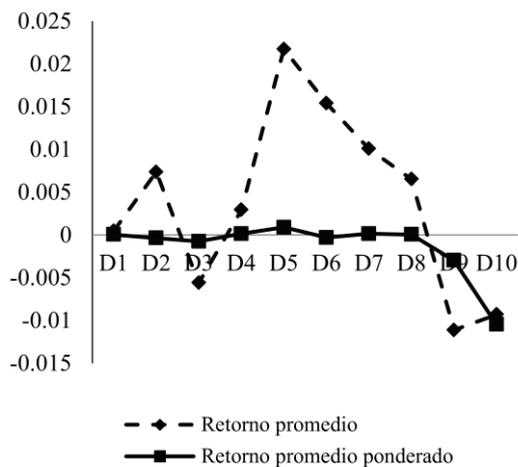
En cuanto al retorno promedio y promedio ponderado calculado para los deciles de acuerdo al valor del múltiplo *BE/ME* del mes de diciembre del año anterior ( $t-1$ ), se nota un comportamiento diferente para los primeros deciles que para el resto de ellos (Figura 3), formando un patrón errático de valores positivos y negativos hasta que, a partir del quinto decil (D5), se ve con mayor claridad un comportamiento decreciente. El retorno promedio de los deciles más bajos (D1 a D4) y más altos (D9 y D10) es menor, que el de los deciles intermedios (D5 a D8), aparentando una forma de U invertida. Sin embargo, el patrón del retorno promedio ponderado es más suave, presentando un comportamiento con clara tendencia a la baja. Este comporta-

Figura 2. Retorno de las acciones, por decir de tamaño, medido a través del valor de capitalización



Fuente: Elaboración propia.

Figura 3. Retorno de las acciones, por decir del múltiplo Valor en Libros a Valor de Mercado (BE/ME), de diciembre del año anterior t-1



Fuente: Elaboración propia.

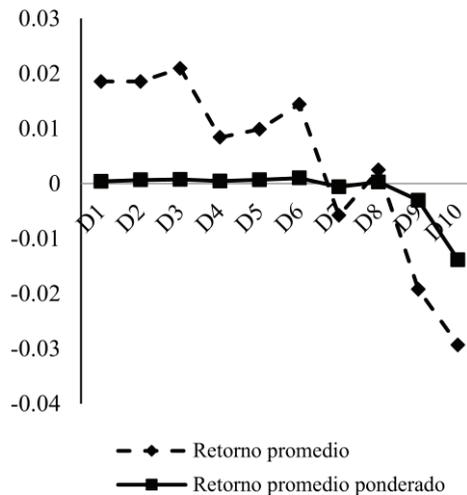
miento general es contrario al esperado, ya que el retorno promedio de los deciles más altos debería ser mayor que el de los más bajos, por lo tanto no es evidente el “efecto *BE/ME*” en el mercado mexicano de capitales, aunque para el promedio ponderado podría considerarse un efecto en sentido inverso al del mercado norteamericano.

Se realizó una prueba construyendo los deciles a partir del valor del múltiplo *BE/ME* del mes de junio del mismo año (*t*), a diferencia de la metodología de Fama y French, obteniendo así un comportamiento inverso mucho más claro (Figura 4), en el que los deciles más bajos del múltiplo *BE/ME* tienen mayor retorno promedio que los más altos, lo cual es en definitiva el comportamiento opuesto al que presenta el mercado norteamericano.

Para la construcción de los factores *SMB* y *HML* utilizados en el modelo, se forman primero portafolios con las acciones cotizadas cada año en la BMV, empleando el “método de clasificación independiente” (Fama y French, 1993) en el que se establece como fecha para la clasificación el final de junio del año (*t*), asignando las acciones de manera independiente:

- A dos grupos diferentes por tamaño: Se clasifica como “grande” (*B*) si es mayor o igual a su valor mediano de capitalización, y como “pequeño” (*S*) en caso contrario.

Figura 4. Retorno de las acciones, por decil de la razón Valor en Libros a Valor de Mercado (*BE/ME*), de junio del mismo año *t*



Fuente: Elaboración propia.

- A tres grupos según el valor del múltiplo  $BE/ME$ : “bajo” ( $L$ ), “medio” ( $M$ ) y “alto” ( $H$ ), excluyendo aquellas emisoras con  $BE/ME$  negativo, a partir del percentil 30 y 70.

Con las intersecciones de estos 5 subconjuntos de acciones, se crean los 6 portafolios: pequeño-bajo ( $SL$ ), pequeño-medio ( $SM$ ), pequeño-alto ( $SH$ ), grande-bajo ( $BL$ ), grande-medio ( $BM$ ) y grande-alto ( $BH$ ). Para cada uno de estos portafolios se calcula su retorno mensual, para los doce meses comprendidos desde julio del año ( $t$ ), utilizado para la clasificación, hasta junio del año siguiente ( $t+1$ ). Finalmente se construye el factor  $SMB$  y el  $HML$  como:

$$SMB = \frac{SH+SM+SL}{3} - \frac{BH+BM+BL}{3} \quad (5)$$

$$HML = \frac{SH+BH}{2} - \frac{SL+BL}{2} \quad (6)$$

### 3.5 Variable referida al factor momentum

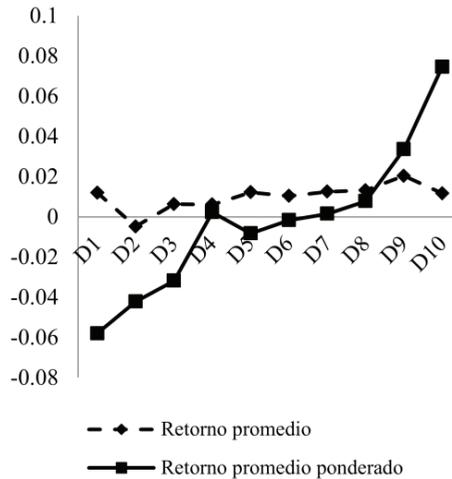
Para justificar la inclusión del factor *momentum* en el modelo de mercado multifactorial para México, se analiza el comportamiento del retorno promedio de las acciones en función de su retorno pasado.

Para las acciones que cotizaron en la BMV durante el mes de junio de cada año ( $t$ ), se toma el retorno de los once meses anteriores desde el mes  $t-2$  al mes  $t-12$ <sup>7</sup> (retorno 2-12), a partir del cual se construyen deciles para analizar su retorno promedio y promedio ponderado en el mes de junio de ese año ( $t$ ). Se aprecia (Figura 5) que a mayor retorno 2-12, se presenta un mayor retorno futuro. Es decir que los deciles de mayor retorno pasado (D7, D8, D9 y D10) muestran un mayor retorno promedio para el mes actual, y que este comportamiento es más evidente en el retorno promedio ponderados que en el retorno promedio simple. Esto hace pensar que existe una relación directa entre el retorno pasado y el retorno futuro, es decir, que existe *momentum* de un año.

En la elaboración del factor  $WML$ , la metodología empleada (Elton, Gruber y Blake, 2011) muestra algunas diferencias con el método planteado por

<sup>7</sup> No se incluye el retorno del mes inmediato anterior ( $t-1$ ) porque el retroceso entre los precios de oferta y demanda (*bid-ask*) puede atenuar el efecto de continuidad del desempeño (Jegadeesh y Titman, 2001).

Figura 5. Retorno de las acciones de junio del año t, por decil de retorno pasado (2-12)



Fuente: Elaboración propia.

Carhart. Para ser incluida en este factor dentro del portafolio del mes t (formado al final del mes t-1), una acción tiene que estar cotizando en la BMV y presentar precio de mercado para el mes t-13, además de un “buen” retorno para el mes t-2. También, para cada acción incluida debe existir la información acerca de su valor de capitalización para el final del mes anterior (t-1).

Se utilizan seis portafolios formados por tamaño y por su retorno 2-12:

- Dos grupos para el tamaño: “pequeño” (S) o “grande” (B), tomando como punto de referencia el valor mediano de capitalización.
- Tres grupos por su retorno 2-12 promedio: “ganador” (W), “neutral” (N) o “perdedor” (Lo), en función del percentil 30 y 70.

Los seis portafolios se conforman mensualmente con la intersección de estos cinco subconjuntos: pequeño-ganador (*SW*), pequeño-neutral (*SN*), pequeño-perdedor (*SLo*), grande-ganador (*BW*), grande-neutral (*BN*) y grande-perdedor (*BLo*). El factor *momentum* (*WML*) se calcula entonces como:

$$WML = \frac{SW+BW}{2} - \frac{SLo+BLo}{2} \quad (7)$$

## 4. Resultados

### 4.1 Análisis descriptivo de las variables

Las 1064 series accionarias de SIRV y SIRVD utilizadas para el análisis empírico, constituyen el 86.8% de la muestra original, y se encuentran (Tabla 1) en su mayoría dentro de la clasificación “especializada en acciones”, seguidas por las “discrecionales en renta variable”. Del total, 64 no corresponden a clasificación alguna, ya que se cancelaron o fusionaron con otra antes de

Tabla 1. Número de series accionarias de acuerdo a su clasificación, por activos objeto de inversión que conforman su portafolio (diciembre de 2012)

Clasificación	Núm. de series accionarias	Estrategia de inversión
Especializada en acciones	513	Mínimo 80% en acciones*
Mayoritariamente en acciones	15	Máximo 80% y mínimo 50% en acciones*
Mayoritariamente en valores de deuda	112	Máximo 80% y mínimo 50% en instrumentos de deuda.
Especializadas en valores de deuda	104	Mínimo 80% en instrumentos de deuda.
Subtotal	744	
Discrecional de renta variable	245	Con límite de exposición al riesgo o un objetivo de retorno en instrumentos de renta variable.
Discrecional en índices	4	Con límite de exposición al riesgo o un objetivo de retorno en índices.
Discrecional en instrumentos de deuda	7	Con límite de exposición al riesgo o un objetivo de retorno en instrumentos de deuda.
Subtotal Discrecionales	256	
Clasificación no disponible	64	Series accionarias canceladas o fusionadas con otras.
Total	1064	

\* Comprenden acciones y demás valores o contratos que las representen o se encuentren referidos a éstas.

Fuente: Elaboración propia a partir de información proporcionada por Economatica y la CNBV.

que fuera publicada la versión más reciente de dicha clasificación en la Ley de Sociedades de Inversión.<sup>8</sup>

Los retornos mensuales (Tabla 2), que longitudinalmente muestran valores promedio entre -5.9% y 205.4% mensual, con una alta volatilidad ya que su coeficiente de variación es de 902%. En general, la mitad de los fondos en la muestra han ofrecido históricamente un retorno inferior al mediano que es de 0.5% mensual. En el corte transversal, los retornos mensuales promedio van desde -17.8% hasta 160.8%, con valor promedio de 2.60% para cualquier mes dado, y menor volatilidad relativa con coeficiente de variación es de 637%. En congruencia con los trabajos más relevantes,<sup>9</sup> se utilizaron log-rendimientos para la estimación de los modelos de mercado.

El factor del mercado de capitales ( $I_{mt}$ ) es la prima de riesgo que otorga la cartera de mercado con respecto a la tasa libre de riesgo ( $R_{mt} - R_{ft}$ ), y se calcula con cada uno de los índices bursátiles IPC e IRT y con los índices de elaboración propia *WAI* y *EWI*. En todos los casos (Figura 6), este factor resulta con valores negativos que son aproximadamente de la misma magni-

Tabla 2. Retorno promedio mensual de las SIRV y SIRVD.  
(enero de 1993 a junio de 2012)

	Longitudinal		Corte transversal	
	N	Retorno promedio	n	Retorno promedio
Mínimo	12	-0.0588	31	-0.1780
Máximo	234	2.0539	908	1.6075
Mediana	50	0.0048	187	0.0111
Promedio	68	0.0100	308	0.0260
Desviación estándar		0.0904		0.1660

Fuente: Elaboración propia a partir de información proporcionada por Economatica.

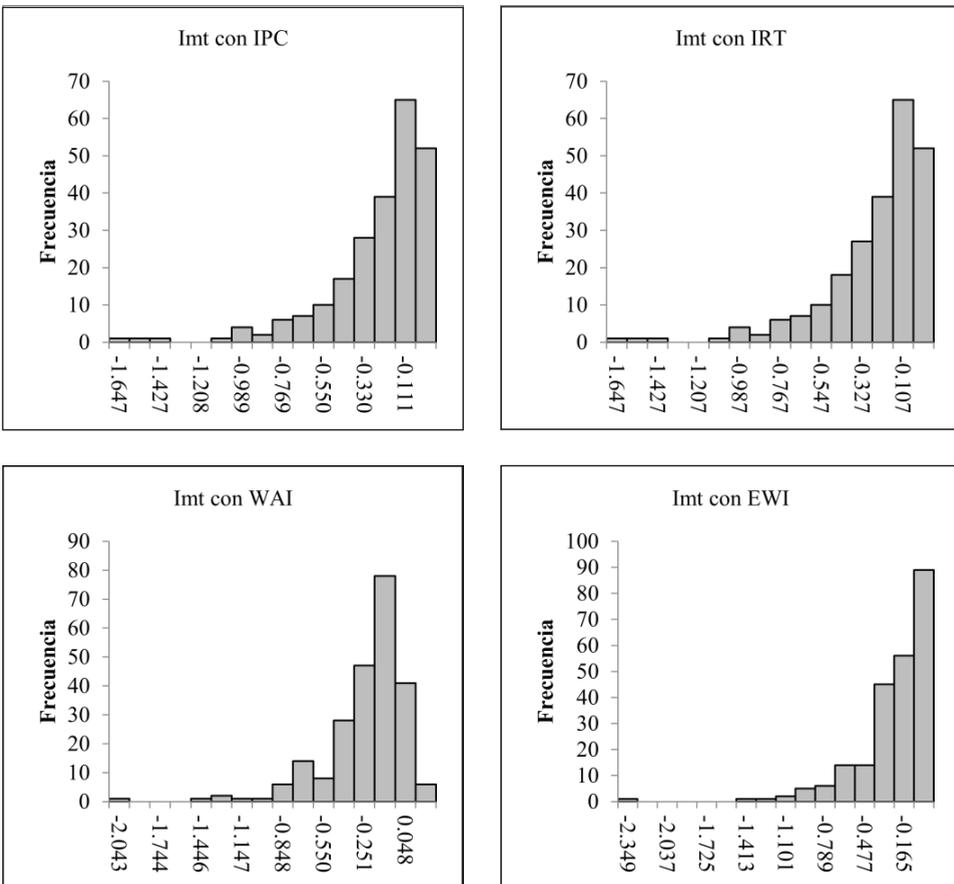
<sup>8</sup> En la 6ª Resolución que modifica la CUSI, publicada en el DOF del 15 de diciembre de 2010.

<sup>9</sup> Jensen (1968), Friend y Blume (1970), y Black (1972) suponen capitalización continua, con base en lo establecido por Lintner (1969) y Black (1972) sobre la longitud del periodo en que se aplica el modelo de un índice, y que sólo tiene sentido cuando el periodo es infinitesimal.  $R_i = Ln(1 + R_{i,mes})$ .

tud (Tabla 3), con un valor promedio que va desde -0.3175 para el *EWI* hasta -0.3034 para el *IRT*. Su volatilidad es similar para los cuatro índices, siendo el *IPC* el de menor variación relativa.

En cuanto al factor *SM* (Tabla 3), la prima promedio por tamaño es negativa (-0.0007) y muy cercana a cero, lo que implica que el retorno que ofrece una emisora de tamaño grande es en promedio mayor que el de una peque-

Figura 6. Histograma de frecuencia del factor de mercado ( $I_{mt}$ )  
(Información mensual para el periodo ene/93 a jun/12)



Nota:  $I_{mt} = R_{mt} - R_{ft}$

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3. Retornos de las variables utilizadas como factores de riesgo  
(Información mensual para el periodo ene/93 a jun/12)

	$I_{mt} IPC$	$I_{mt} IRT$	$I_{mt} WAI$	$I_{mt} EWI$	$SMB$	$HML$	$WML$
Media	-0.3042	-0.3034	-0.3099	-0.3175	-0.0007	-0.0241	0.0970
Mediana	-0.2152	-0.2152	-0.2320	-0.2123	-0.0009	-0.0234	0.0929
Desv.Estándar	0.2757	0.2763	0.2958	0.2948	0.0502	0.0573	0.0275
Mínimo	-1.6469	-1.6469	-2.0431	-2.3492	-0.1485	-0.2950	0.0497
Máximo	-0.0009	0.0026	0.1968	-0.0085	0.1897	0.2356	0.1967
Coef.Variación	-0.9065	-0.9106	-0.9546	-0.9285	-75.7503	-2.3805	0.2836

Nota:  $I_{mt} = R_{mt} - R_{ft}$ .

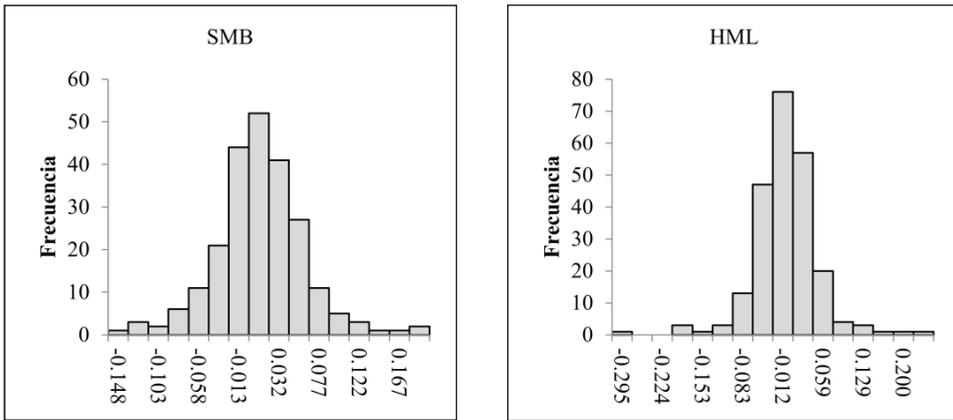
Fuente: Elaboración propia.

ña, lo que es consistente con los resultados de Fama y French. Sin embargo, se puede observar (Figura 7) un comportamiento casi simétrico alrededor de cero, por lo que esta conclusión sólo se aplica a un poco más de la mitad de los meses en el periodo de estudio, y en el resto son las emisoras pequeñas las que ofrecen un mayor retorno, además de existir una gran volatilidad en este factor.

El factor  $HML$  presenta un valor promedio negativo (-0.0241), es decir que una emisora con mayor múltiplo  $BE/ME$  ofrece en promedio un mejor retorno, resultado congruente con la teoría al ser de esperarse que los mayores valores del múltiplo  $BE/ME$  son a consecuencia de un precio de mercado subvalorado frente a su valor en libros. Esta conclusión es aplicable a la mayoría de los meses que conforman el periodo de estudio. En cuanto a su dispersión, aunque su desviación estándar es ligeramente mayor (0.0573) que la del factor  $SMB$  (0.0502), su dispersión relativa es mucho menor (2.4 contra 71.7, respectivamente). Se observa además (Figura 7) la existencia de valores extremos y de un comportamiento con menor simetría que para el factor  $SMB$ .

Al analizar el factor *momentum* ( $WML$ ), su promedio resulta positivo y de mayor magnitud (0.0970) en comparación con los anteriores factores de riesgo, por lo que se puede decir que las series accionarias con retorno pasado (retorno 2-12) positivo, otorgan en promedio mayor retorno futuro que aquellas con persistencia negativa. Este factor es el de menor dispersión, con coeficiente de variación de 0.28. Su histograma de frecuencia (Fi-

Figura 7. Histograma de frecuencia para el factor SMB y el factor HML.  
(Información mensual para el periodo ene/93 a jun/12)



Fuente: Elaboración propia.

gura 8) exhibe un comportamiento sesgado a la derecha, lo que implica que en la mayoría de los meses que conforman el periodo de estudio se obtiene un retorno adicional pequeño a consecuencia del efecto *momentum*, o al menos menor a su valor mediano (0.0929).

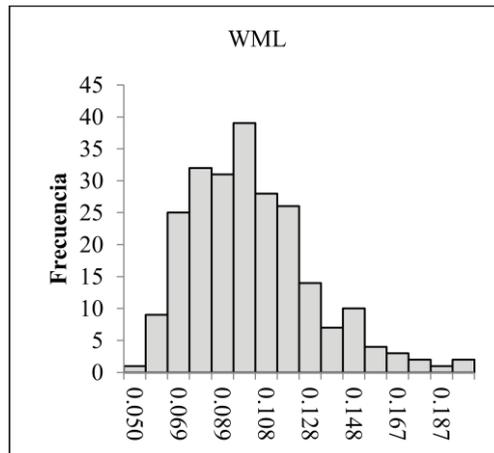
#### 4.2 Estimación de los modelos

A continuación se presentan los resultados de la estimación de los modelos de mercado propuestos.<sup>10</sup> Cada modelo se estimó utilizando como cartera de mercado a uno de los cuatro índices bursátiles propuestos: IPC, IRT, *WAI* y *EWI*. El proceso de estimación se inició evaluando por mínimos cuadrados ordinarios una regresión agrupada (RA). Posteriormente, por la importancia que conlleva para este análisis empírico el cuantificar la proporción explicada de la varianza en el corte transversal, se estima un panel de efectos aleatorios (PEA).<sup>11</sup> Finalmente, se estima un panel de efectos fijos (PEF) para

<sup>10</sup> Todas las variables se ortogonalizaron antes de incluirse en los modelos a estimar. En todas las estimaciones se utilizó el paquete estadístico STATA.

<sup>11</sup> Para la gran mayoría de los modelos se encontró que el valor estimado de los coeficientes no cambia entre la RA y el PEA. Se realizó la prueba del Multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios de Breusch y Pagan, para conocer cuál de estos dos métodos de estimación es estadísticamente el más adecuado.

Figura 8. Histograma de frecuencia para el factor WML.  
(Información mensual para el periodo ene/93 a jun/12)



Fuente: Elaboración propia.

responder al cuestionamiento acerca de las diferencias aleatorias entre los diferentes fondos de inversión, es decir, que cada uno tiene características propias que lo diferencian de los otros.

#### 4.2.1 Estimación del modelo de tres factores

Los resultados de la estimación del modelo de tres factores de Fama y French (Tabla 4) muestran un coeficiente de determinación desde 63.8% hasta 78.8%, según el índice bursátil utilizado como cartera de mercado, siendo el mejor ajuste con el IPC y el IRT.<sup>12</sup>

Prácticamente todos los coeficientes estimados son estadísticamente diferentes de cero, al 95% de nivel de confianza. El coeficiente del factor mercado ( $\beta_i$ ) presenta signo positivo y es cercano a la unidad, mientras que el signo del  $\alpha$  es negativo y de magnitud cercana a cero.

Los coeficientes para los factores *SMB* y *HML* exhiben signo positivo, que implica una relación directa con el retorno diferencial de los fondos ( $R_{it} - R_{ft}$ ).

<sup>12</sup> En pruebas realizadas con el modelo de un sólo índice (modelo de Jensen) se obtiene prácticamente el mismo valor del coeficiente de determinación, con un mínimo de 63.2% y máximo de 78.4%. El aumento en la bondad de ajuste al incluir los factores *SMB* y *HML* es marginal.

Tabla 4: Resultados de la estimación del modelo  
de tres factores de Fama y French

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_m(R_{mt} - R_{ft}) + s_i \text{SMBort}_t + h_i \text{HMLort}_t + p_i \text{WMLoort}_t + u_{it}$$

utilizando como cartera de mercado al IPC, IRT, WAI y EWI.

Cartera de mercado	Método de estimación		
	RA	PEA	PEF
<b>IPC</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0145 (0.000)*	-0.0145 (0.000)*	-0.0179 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9434 (0.000)*	0.9434 (0.000)*	0.9242 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)	0.2421 (0.000)*	0.2421 (0.000)*	0.2372 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)	0.0902 (0.000)*	0.0902 (0.000)*	0.0990 (0.000)*
rho <sup>+++</sup> (P-valor)		0.0000	0.0168 (1.000)
$R^2$ dentro		73.1%	73.1%
$R^2$ entre		98.4%	98.4%
$R^2$ total	78.8% (ajust.)	78.8%	78.8%
P-valor normalidad <sup>++</sup>	0.000	0.000	0.000
<b>IRT</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0161 (0.000)*	-0.0161 (0.000)*	-0.0195 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9408 (0.000)*	0.9408 (0.000)*	0.9219 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)	0.2384 (0.000)*	0.2384 (0.000)*	0.2338 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)	0.0910 (0.000)*	0.0910 (0.000)*	0.0998 (0.000)*
rho <sup>+++</sup> (P-valor)		0.0000	0.0166 (1.000)
$R^2$ dentro		73.1%	73.1%
$R^2$ entre		98.4%	98.4%
$R^2$ total	78.8% (ajust.)	78.8%	78.8%
P-valor normalidad <sup>++</sup>	0.000	0.000	0.000
<b>WAI</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0521 (0.000)*	-0.0521 (0.000)*	-0.0620 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.7409 (0.000)*	0.7309 (0.000)*	0.6862 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)	0.0818 (0.000)*	0.0818 (0.000)*	0.0662 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)	0.3199 (0.000)*	0.3199 (0.000)*	0.3227 (0.000)*
rho <sup>+++</sup> (P-valor)		0.0000	0.0388 (1.000)
$R^2$ dentro		55.4%	55.4%
$R^2$ entre		98.1%	98.1%
$R^2$ total	63.8% (ajust.)	63.8%	63.8%
P-valor normalidad <sup>++</sup>	0.000	0.000	0.000

Tabla 4 (continuación). Resultados de la estimación del modelo de tres factores de Fama y French  
 $(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_m(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMBort_t + h_i HMLort_t + p_i WMLoort_t + u_{it}$   
 utilizando como cartera de mercado al IPC, IRT, WAI y EWI

Cartera de mercado	Método de estimación		
	RA	PEA	PEF
$\alpha$ (P-valor)	-0.0255 (0.000)*	-0.0255 (0.000)*	-0.0288 (0.000)*
$\beta_i$ (P-valor)	0.8822 (0.000)*	0.8822 (0.000)*	0.8642 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)	0.0153 (0.046)**	0.0153 (0.046)**	0.0134 (0.082)***
$\underline{h}_i$ (P-valor)	-0.0033 (0.659)	-0.0033 (0.659)	0.0057 (0.451)
rho <sup>+++</sup> (P-valor)		0.0000	0.0134 (1.000)
$R^2$ dentro		70.2%	70.2%
$R^2$ entre		98.6%	98.6%
$R^2$ total	76.5% (ajust.)	76.5%	76.5%
P-valor normalidad <sup>++</sup>	0.000	0.000	0.000

++ Se utilizó la prueba Shapiro-Wilk para probar la hipótesis de que los residuales de la regresión estimada siguen una distribución normal.

+++ Proporción de la varianza a consecuencia de los efectos fijos  $u_i$ . El P-valor corresponde a la prueba para  $H_0: u_i = 0$ .

\* Significativo al 99% de nivel de confianza.

\*\* Significativo al 95% de nivel de confianza.

\*\*\* Significativo al 90% de nivel de confianza.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con el paquete Stata.

El correspondiente al factor tamaño ( $s_i$ ) es mayor con el IPC y el IRT, y disminuye drásticamente con el WAI y el EWI, lo que implica que el tamaño explica en menor grado el proceso generador de retornos de los fondos de inversión cuando la cartera de mercado abarca al universo de activos en el mercado mexicano de capitales.

El coeficiente del factor por BE/ME ( $h_i$ ) es positivo, con magnitud menor al utilizar los índices IPC e IRT, y mucho mayor con el WAI. Sin embargo, con el EWI el coeficiente cambia de signo y se presenta como estadísticamente igual a cero.

En el PEA se confirma que es mayor el nivel de explicación de este modelo para la variación que existe entre fondos de inversión (en promedio de 98.5%), en comparación con la variación a lo largo del tiempo que está alre-

dedor del 73%. Los resultados del PEF muestran la inexistencia de dichos efectos fijos.<sup>13</sup>

Se concluye entonces que el modelo óptimo es una RA en la que se utiliza al IPC como cartera de mercado. Aquí, la técnica de *bootstrap* y los estimadores robustos arrojan coeficientes significativos al 99% de nivel de confianza.<sup>14</sup>

Los resultados apoyan la hipótesis de que los factores *SMB* y *HML* explican el comportamiento del mercado de estos fondos de inversión, a través de una relación directa al utilizar el IPC o el IRT como cartera de mercado, pero que puede ser nula con otros índices bursátiles.

#### 4.2.2 Estimación del modelo de cuatro factores

A continuación se presentan los resultados de la estimación del modelo de cuatro factores de Carhart, con el que se espera incrementar el nivel de explicación del modelo al incluir el factor *momentum*. Los resultados muestran que el coeficiente de determinación (Tabla 5) mantiene valores similares a los del modelo de Fama y French, sin importar el índice bursátil utilizado como cartera de referencia, y con cualquiera de las tres metodologías de estimación.

En los modelos que utilizan al IPC y al *EWI*, el signo de los coeficientes  $\alpha$  y  $\beta_i$  se mantiene similar a los estimados en el modelo de tres factores; pero al emplear el IRT o el *WAI* el  $\alpha$  cambia su signo a positivo, conservando su significancia estadística.

Los signos de los coeficientes  $s_i$  y  $h_i$  ratifican la relación directa entre los factores *SMB* y *HML* con el retorno diferencial de los fondos ( $R_{it} - R_{ft}$ ), aunque en menor magnitud para el factor tamaño y más marcada para el factor del múltiplo *BE/ME*.<sup>15</sup>

El coeficiente del factor *momentum* ( $p_i$ ) muestra signo negativo y es significativo con cualquiera de las carteras de mercado utilizadas. Este signo es contrario al esperado ya que una relación inversa entre el factor *WML* y el retorno de los fondos de inversión implica que la persistencia de las acciones

<sup>13</sup> Sin embargo, la prueba de Hausman concluye que son más eficientes estos estimadores.

<sup>14</sup> En todos los modelos estimados, los residuales no pasan la prueba de normalidad, lo que puede ser a consecuencia de otras variables independientes que no se han hecho explícitas en el modelo de mercado.

<sup>15</sup> Sólo para la estimación con el *EWI*, en donde el coeficiente  $\beta_{HML}$  es no significativo con el modelo de tres factores, el coeficiente del factor tamaño disminuye hasta ser estadísticamente igual a cero (P-valor=0.194).

Tabla 5: Resultados de la estimación del modelo de cuatro factores  
 $(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_m(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMBort_t + h_i HMLort_t + p_i WMLoort_t + u_{it}$   
 utilizando como cartera de mercado al IPC, IRT, WAI y EWI

Cartera de mercado	Método de estimación		
	RA	PEA	PEF
<b>IPC</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0131 (0.000)*	-0.0132 (0.000)*	-0.0056 (0.000)*
$\beta_i$ (P-valor)	0.9345 (0.000)*	0.9345 (0.000)*	0.9220 (0.000)*
$s_i$ (P-valor)	0.2343 (0.000)*	0.2344 (0.000)*	0.2316 (0.000)*
$h_i$ (P-valor)	0.1082 (0.000)*	0.1082 (0.000)*	0.1104 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)	-0.3545 (0.000)*	-0.3545 (0.000)*	-0.2903 (0.000)*
rho <sup>+++</sup> (P-valor)		0.0000	0.0131 (1.000)
$R^2$ dentro		73.2%	73.2%
$R^2$ entre		98.6%	98.6%
$R^2$ total	78.9% (ajust.)	78.9%	78.9%
<b>IRT</b>			
$\alpha$ (P-valor)	0.0114 (0.000)*	0.0114 (0.000)*	0.0040 (0.008)*
$\beta_i$ (P-valor)	0.9320 (0.000)*	0.9320 (0.000)*	0.9197 (0.000)*
$s_i$ (P-valor)	0.2308 (0.000)*	0.2308 (0.000)*	0.2282 (0.000)*
$h_i$ (P-valor)	0.1089 (0.000)*	0.1089 (0.000)*	0.1112 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)	-0.3531 (0.000)*	-0.3531 (0.000)*	-0.2893 (0.000)*
rho <sup>+++</sup> (P-valor)		0.0000	0.0130 (1.000)
$R^2$ dentro		73.2%	73.2%
$R^2$ dentro		98.6%	98.6%
$R^2$ total	78.9% (ajust.)	78.9%	78.9%
<b>WAI</b>			
$\alpha$ (P-valor)	0.0162 (0.000)*	0.0162 (0.000)*	-0.0094 (0.000)*
$\beta_i$ (P-valor)	0.7267 (0.000)*	0.7267 (0.000)*	0.6853 (0.000)*
$s_i$ (P-valor)	0.0630 (0.000)*	0.0630 (0.000)*	0.0524 (0.000)*
$h_i$ (P-valor)	0.3527 (0.000)*	0.3527 (0.000)*	0.3427 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)	-0.8568 (0.000)*	-0.8568 (0.000)*	-0.6396 (0.000)*
rho <sup>+++</sup> (P-valor)		0.0000	0.0273 (1.000)
$R^2$ dentro		55.9%	55.9%
$R^2$ dentro		97.6%	97.8%
$\overline{R^2}$ total	64.7% (ajust.)	64.7%	64.7%

Tabla 5 (continuación). Resultados de la estimación del modelo de cuatro factores utilizando como cartera de mercado  
 $(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_m(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMBort_t + h_i HMLort_t + p_i WMLoort_t + u_{it}$   
 al IPC, IRT, WAI y EWI

Cartera de mercado	Método de estimación		
	RA	PEA	PEF
<i>EWI</i>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0049 (0.000)*	-0.0049 (0.000)*	-0.0123 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.8759 (0.000)*	0.8759 (0.000)*	0.8626 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)	0.0099 (0.196)	0.0099 (0.196)	0.0090 (0.247)
$\underline{h}_i$ (P-valor)	0.0098 (0.194)	0.0098 (0.194)	0.0132 0.082)***
$\underline{p}_i$ (P-valor)	-0.2631 (0.000)*	-0.2631 (0.000)*	-0.2035 (0.000)*
rho <sup>+++</sup> (P-valor)		0.0000	0.0117 (1.000)
R <sup>2</sup> dentro		70.2%	70.3%
R <sup>2</sup> dentro		98.6%	98.6%
R <sup>2</sup> total	76.6% (ajust.)	76.6%	76.7%

++ Se utilizó la prueba Shapiro-Wilk para probar la hipótesis de que los residuales de la regresión estimada siguen una distribución normal.

+++ Proporción de la varianza a consecuencia de los efectos fijos. El P-valor corresponde a la prueba F para  $H_0: u_i = 0$

\* Significativo al 99% de nivel de confianza.

\*\*\* Significativo al 90% de nivel de confianza.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con el programa Stata.

ganadoras para generar retornos mayores en el de corto plazo promueve la disminución en el retorno de los fondos de inversión.

El modelo de PEA muestra consistencia con los resultados del modelo de tres factores, en cuanto a la mayor proporción de varianza explicada en el corte transversal (98.6%) y menor para la varianza longitudinal (73.2%). Con el PEF no se encuentran efectos fijos estadísticamente significativos.<sup>16</sup> Se selecciona como modelo óptimo a la RA estimada con el IRT, porque muestra la mayor R<sup>2</sup> y un valor positivo del  $\alpha$ , lo que sugiere la existencia de habilidad de selección de activos por parte de los gestores de fondos. Se estima este modelo con la téc-

<sup>16</sup> Al igual que con el modelo de tres factores, la prueba de Hausman concluye que son más eficientes los estimadores de efectos fijos.

nica *bootstrap* y con estimadores robustos, resultando en coeficientes estadísticamente diferentes de cero al 99% de nivel de confianza.

### 4.3 Estimación de los tres modelos, por clasificación de SIRV y SIRVD

Se realiza un análisis por tipo de SIRV y SIRVD para comprobar si el poder explicativo de los factores *SMB*, *HML* y *WML* es el mismo para cualquier estilo de inversión. Se estiman los modelos de uno, tres y cuatro factores para cada tipo de fondo, utilizando como cartera de mercado al IPC y al IRT.<sup>17</sup> Se encuentran algunos resultados generales para todos los estilos de inversión, sin importar el índice bursátil utilizado (Tabla 6 y 7).

El modelo de cuatro factores produce siempre los mayores coeficientes de determinación, con diferencias que van desde 0.3% hasta 2.5%, en comparación con la  $R^2$  del modelo de tres factores. Los valores más altos son para los fondos “discrecionales en instrumentos de deuda”, “mayoritariamente en acciones”, y “no disponible”. Este resultado llama la atención porque los cuatro factores de riesgo en el modelo buscan explicar el retorno de los fondos como consecuencia del comportamiento del mercado de capitales, sin embargo los tipos de fondo mejor explicados corresponden a estilos de inversión intensivos en deuda.

El coeficiente del factor *momentum* ( $p_i$ ) muestra signo negativo, significativo con cualquier cartera de mercado. Este signo es contrario al esperado ya que una relación inversa entre el factor *WML* y el retorno de los fondos, implica que la persistencia de las acciones ganadoras promueve la disminución en el retorno de los fondos de inversión.

Los coeficientes del modelo de tres factores ( $\beta_i$ ,  $s_i$  y  $h_i$ ) son todos positivos y estadísticamente significativos, excepto para los fondos clasificados como “especializados en deuda” para los que el coeficiente del factor *HML* cambia de signo y pierde su significancia al ser estadísticamente igual a cero. El coeficiente del factor *momentum* ( $p_i$ ) es negativo y estadísticamente significativo, lo que apunta a que existe una relación inversa y significativa entre el retorno adicional de los fondos ( $R_{it} - R_{ft}$ ) y este factor.

Estos resultados llevan a concluir que el modelo con mayor poder explicativo es el de cuatro factores, ya que muestra los mayores valores para el coeficiente de determinación.

<sup>17</sup> Se utilizan sólo estos dos índices porque en las estimaciones anteriores resultaron ser los que explican en mayor proporción el comportamiento del retorno diferencial de las SIRV y SIRVD.

Tabla 6. Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IPC

Clasificación de la SIRV y SIRVD	Modelo estimado		
	Un factor	Tres factores	Cuatro factores
<b>Toda la muestra</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0180 (0.000)*	-0.0145 (0.000)*	-0.0131 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9366 (0.000)*	0.9434 (0.000)*	0.9345 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.2421 (0.000)*	0.2343 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.0902 (0.000)*	0.1082 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.3545 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	78.4%	78.8%	78.9%
<b>1. Especializada en acciones</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0149 (0.000)*	-0.0117 (0.000)*	0.0114 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9507 (0.000)*	0.9562 (0.000)*	0.9479 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.1722 (0.000)*	0.1649 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.0997 (0.000)*	0.1138 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.2969 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	74.2%	74.4%	74.5%
<b>2. Mayoritariamente en acciones</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0195 (0.000)*	-0.0152 (0.000)*	0.0079 (0.123)
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9425 (0.000)*	0.9480 (0.000)*	0.9419 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.2945 (0.000)*	0.2914 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.1104 (0.000)*	0.1179 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.2887 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	94.9%	95.3%	95.4%
<b>3 Mayoritariamente en Deuda</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0371 (0.000)*	-0.0338 (0.000)*	0.0092 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.7718 (0.000)*	0.7890 (0.000)*	0.7700 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.1922 (0.000)*	0.1737 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.0257 (0.047)**	0.0747 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.5711 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	76.0%	76.8%	78.1%

Tabla 6 (continuación). Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IPC

<b>4. Especializada en deuda</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0306 (0.000)*	-0.0270 (0.000)*	0.0174 (0.000)*
$\beta_i$ (P-valor)	0.8323 (0.000)*	0.8502 (0.000)*	0.8354 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.3816 (0.046)**	0.3709 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		-0.0038 (0.779)	0.0391 (0.004)*
$\underline{p}_i$ (P-valor)			-0.5861 (0.000)*
$\overline{R}^2$ total ajustada	85.9%	87.6%	88.4%
<b>5. Discrecional en Renta Variable</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0215 (0.000)*	-0.0173 (0.000)*	0.0144 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9144 (0.000)*	0.9240 (0.000)*	0.9129 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.3128 (0.000)*	0.3033 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.0875 (0.000)*	0.1113 (0.000)*
$\underline{p}_i$ (P-valor)			-0.4147 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	72.0%	72.5%	72.8%
<b>6. Discrecional en Índices</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0227 (0.000)*	-0.0173 (0.000)*	0.0172 (0.208)
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9223 (0.000)*	0.9328 (0.000)*	0.9231 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.4491 (0.000)*	0.4357 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.1430 (0.028)**	0.1462 (0.024)**
$\underline{p}_i$ (P-valor)			-0.4193 (0.007)*
$R^2$ total ajustada	89.1%	90.2%	90.3%
<b>7. Discrecional en Instrumentos de Deuda</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0167 (0.000)*	-0.0129 (0.000)*	0.0053 (0.385)
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9613 (0.000)*	0.9638 (0.000)*	0.9607 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.2538 (0.000)*	0.2527 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.1352 (0.000)*	0.1385 (0.000)*
$\underline{p}_i$ (P-valor)			-0.2195 (0.001)*
$R^2$ total ajustada	96.0%	96.3%	96.3%

Tabla 6 (continuación). Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IPC

<b>8. No disponible</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0252 (0.000)*	-0.0213 (0.000)*	-0.0038 (0.320)
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9519 (0.000)*	0.9528 (0.000)*	0.9539 (0.000)*
$\underline{S}_i$ (P-valor)		0.3107 (0.000)*	0.3115 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.1672 (0.000)*	0.1666 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.1853 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	94.8%	95.3%	95.3%

\* Significativo al 99% de nivel de confianza.

\*\* Significativo al 95% de nivel de confianza.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con el programa Stata.

Tabla 7. Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IRT

Clasificación de la SIRV y SIRVD	Modelo estimado		
	Un factor	Tres factores	Cuatro factores
<b>Toda la muestra</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0186 (0.000)*	-0.0161 (0.000)*	0.0114 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9341 (0.000)*	0.9408 (0.000)*	0.9320 (0.000)*
$\underline{S}_i$ (P-valor)		0.2384 (0.000)*	0.2308 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.0910 (0.000)*	0.1089 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.3531 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	78.4%	78.8%	78.9%
<b>1. Especializada en Acciones</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0166 (0.000)*	-0.0134 (0.000)*	0.0097 (0.000)*
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9481 (0.000)*	0.9535 (0.000)*	0.9453 (0.000)*
$\underline{S}_i$ (P-valor)		0.1683 (0.000)*	0.1611 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.1006 (0.000)*	0.1146 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.2959 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	74.2%	74.4%	74.5%

Tabla 7 (continuación): Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IRT

<b>2. Mayoritariamente en Acciones</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0210 (0.000)*	-0.0167 (0.000)*	0.0060 (0.240)
$\beta_i$ (P-valor)	0.9403 (0.000)*	0.9458 (0.000)*	0.9398 (0.000)*
$s_i$ (P-valor)		0.2915 (0.000)*	0.2884 (0.000)*
$h_i$ (P-valor)		0.1119 (0.000)*	0.1192 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.2836 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	94.9%	95.3%	95.4%
<b>3. Mayoritariamente en Deuda</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0385 (0.000)*	-0.0353 (0.000)*	0.0079 (0.002)*
$\beta_i$ (P-valor)	0.7694 (0.000)*	0.7861 (0.000)*	0.7671 (0.000)*
$s_i$ (P-valor)		0.1881 (0.000)*	0.1696 (0.000)*
$h_i$ (P-valor)		0.0260 (0.044)**	0.0753 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.5743 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	76.9%	76.8%	78.0%
<b>4. Especializada en Deuda</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0321 (0.000)*	-0.0286 (0.000)*	0.0159 (0.000)*
$\beta_i$ (P-valor)	0.830 (0.000)*	0.8476 (0.000)*	0.8328 (0.000)*
$s_i$ (P-valor)		0.3777 (0.046)**	0.3671 (0.000)*
$h_i$ (P-valor)		-0.0033 (0.779)	0.0397 (0.003)*
$p_i$ (P-valor)			-0.5871 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	85.9%	87.5%	88.3%
<b>5. Discrecional en Renta Variable</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0230 (0.000)*	-0.0190 (0.000)*	0.0127 (0.000)*
$\beta_i$ (P-valor)	0.9120 (0.000)*	0.9214 (0.000)*	0.9104 (0.000)*
$s_i$ (P-valor)		0.3090 (0.000)*	0.2996 (0.000)*
$h_i$ (P-valor)		0.0880 (0.000)*	0.1117 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.4136 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	72.0%	72.5%	72.7%

Tabla 7 (continuación). Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IRT

<b>6. Discrecional en Índices</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0242 (0.000)*	-0.0188 (0.000)*	0.0155 (0.255)
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9200 (0.000)*	0.9303 (0.000)*	0.9208 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.4463 (0.000)*	0.4330 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.1437 (0.027)**	0.1469 (0.023)**
$p_i$ (P-valor)			-0.4172 (0.007)*
$R^2$ total ajustada	89.1%	90.2%	90.4%
<b>7. Discrecional en Instrumentos de Deuda</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0181 (0.000)*	-0.0143 (0.000)*	0.0034 (0.577)
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9592 (0.000)*	0.9617 (0.000)*	0.9587 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.2511 (0.000)*	0.2500 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.1361 (0.000)*	0.1394 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.2138 (0.002)*
$\overline{R}^2$ total ajustada	96.0%	96.3%	96.3%
<b>8. No disponible</b>			
$\alpha$ (P-valor)	-0.0265 (0.000)*	-0.0226 (0.000)*	-0.0058 (0.136)
$\underline{\beta}_i$ (P-valor)	0.9499 (0.000)*	0.9508 (0.000)*	0.9519 (0.000)*
$\underline{s}_i$ (P-valor)		0.3091 (0.000)*	0.3099 (0.000)*
$\underline{h}_i$ (P-valor)		0.1680 (0.000)*	0.1674 (0.000)*
$p_i$ (P-valor)			-0.1792 (0.000)*
$R^2$ total ajustada	94.8%	95.3%	95.3%

\* Significativo al 99% de nivel de confianza.

\*\* Significativo al 95% de nivel de confianza.

\*\*\* Significativo al 90% de nivel de confianza.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con el programa Stata.

## Conclusiones

En el modelo de Fama y French, la beta correspondiente al factor del mercado alcanza un valor muy cercano a la unidad, mientras que el alfa mantiene su magnitud cercana a cero y de signo negativo.<sup>18</sup> Estos resultados confirman que el modelo propuesto es una representación eficiente del mercado mexicano de SIRV y SIRVD.

En general, los factores que representan al mercado de capitales (*SMB* y *HML*) guardan una relación directa con el retorno diferencial de los fondos, resultado congruente con la literatura de referencia. El signo positivo del coeficiente correspondiente al factor *SMB* da indicios de que el fondo promedio mantiene en su portafolio acciones de pequeña capitalización. La magnitud estimada de este coeficiente es mucho mayor (70% más grande) al utilizar el IPC o el IRT como cartera de mercado, en comparación con los otros índices utilizados, lo que sugiere que este factor de riesgo aporta menos al retorno diferencial de este tipo de fondos de inversión cuando la cartera del mercado de capitales abarca al universo de activos con riesgo.

El coeficiente del factor *HML* es positivo y de menor magnitud que para el factor tamaño, lo que denota que en la tenencia accionaria del fondo de inversión promedio se incluyen acciones “de valor”, cuyo múltiplo *BE/ME* posee valores altos por estar subvaloradas en el mercado. Llama la atención que al utilizar como cartera de referencia los índices que incluyen al universo de activos con riesgo (*WAI* y *EWI*), el valor de este coeficiente disminuye hasta ser estadísticamente igual a cero, lo que podría estar relacionado con el hecho de que el IPC e IRT solo incluye a las 35 series accionarias de alta bursatilidad.

Para el modelo de cuatro factores de Carhart, tanto el coeficiente del factor *SMB* como el del factor *HML* mantienen su signo positivo y marginalmente su magnitud, conforme al resultado con el modelo de tres factores.

El factor *momentum* no es relevante para incrementar la bondad de ajuste del modelo, sin embargo ayuda a aumentar el valor del alfa, que llega a ser positiva y significativa cuando se utiliza al IRT como cartera de mercado. El alfa negativa implica que posiblemente es mayor la tenencia en acciones de

---

<sup>18</sup> Estos valores estimados resultan muy similares a los resultantes de la estimación con el modelo de un índice, presentados en el Congreso Internacional de Finanzas, con sede en la Facultad de Contaduría y Administración de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), el pasado noviembre de 2014.

alta capitalización dentro de los portafolios de los fondos, lo que es contrario al signo positivo del coeficiente  $s_i$ ; por lo tanto, es probable que represente la existencia de “manos heladas” por parte de los gestores, es decir, que el desempeño de los fondos es inferior, de manera sostenida.

Los modelos óptimos utilizan al IPC o al IRT como cartera de referencia, por su mayor coeficiente de determinación, el coeficiente estimado para el factor *momentum* resulta más cercano a cero cuando se utiliza el IPC, que proporciona la información acerca del retorno por ganancias de capital, que cuando se utiliza el IRT, que ofrece el retorno ajustado por derechos. Es necesario analizar la generación de dividendos y otros derechos dentro del periodo en estudio para descartar que el signo negativo del coeficiente  $h_i$  sea a consecuencia de la falta de crecimiento económico del país.

Por otro lado, por ser la  $R^2$  del modelo de Carhart muy similar a la del modelo de tres factores (0.1% mayor), se podría seleccionar como modelo óptimo el de Fama y French, según el criterio de parsimonia; sin embargo, a diferencia de Elton, Gruber y Blake (2011),<sup>19</sup> consideró que para el mercado mexicano es importante incluir este cuarto factor porque induce un cambio de signo en el alfa al usar el IRT. También, se constata que cualquiera de los modelos estimados con el IPC o el IRT, explica prácticamente la totalidad (98.5%) de la variación en el corte transversal y aproximadamente el 73% de la variación longitudinal del retorno diferencial ( $R_{it} - R_{ft}$ ) de los fondos.

Con el análisis de los fondos por clasificación, se demuestra que existe consistencia en el tipo de relación existente para los ocho estilos de inversión, con respecto a los cuatro factores de riesgo: positiva para el factor de mercado, el *SMB* y el *HML*, y negativa para el factor *momentum*, siendo todos los coeficientes estadísticamente diferentes de cero. La excepción es para aquellas clasificadas como “especializadas en deuda”, con las que existe relación inversa con el factor *HML*.

Para todas las clases de fondos, la inclusión del cuarto factor en el modelo de mercado ayuda a aumentar su poder explicativo, aunque el incremento no es de gran magnitud (entre el 0% hasta el 1.69%). Esto cuestiona nuevamente si se debe privilegiar el aumento en varianza explicada sobre un modelo con mayor parsimonia. Sin embargo, como el hecho de incluir el factor *momentum* en el modelo ayuda a obtener valores de alfa estadísticamente

---

<sup>19</sup> Elton, Gruber y Blake (2011) concluyen innecesario incluir el factor *momentum* en su modelo porque el alfa del modelo de tres factores resulta mayor que la del modelo de cuatro factores.

iguales a cero, lo que es una señal de un mercado de fondos de inversión más eficiente, se prefiere mantener el factor dentro el modelo.

En el modelo de cuatro factores se observa que para cuatro de las clases de fondos se obtiene un alfa positiva y estadísticamente significativa, contrario al modelo general. Esto sucede para los fondos clasificados como: “especializada en acciones”, “mayoritariamente en deuda”, “especializada en deuda”, y “discrecional en renta variable”. El alfa es estadísticamente igual a cero para el resto de los estilos de inversión, conservando su signo negativo como en la modelo general sólo para la clasificación “No Disponible” conformada por los fondos cancelados o fusionados.

Se puede concluir que, en general, la habilidad de selección de activos por parte de los gestores de los fondos, medida por el alfa del modelo multifactorial, cambia de signo y magnitud a consecuencia de la inclusión de los diferentes factores de riesgo dentro del modelo de valoración y de la cartera de mercado utilizada como referencia. Si se toma esto como una señal de eficiencia de mercado, entonces no todas las clases de SIRV y SIRVD tiene el mismo grado de eficiencia en México.

Se propone continuar esta línea de investigación incorporando al modelo multifactorial nuevos factores de riesgo, que representen al mercado de deuda (Comer, Larrymore y Rodríguez, 2009), ya que las carteras de inversión de las SIRV y SIRVD poseen una buena proporción de este tipo de instrumentos, y analizar si esto ayuda a incrementar el poder explicativo del modelo de mercado.

## Referencias bibliográficas

- Banz, R. W. (1981). “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Finance Economics*, 9(1), pp. 3-18.
- Bello, Zakri Y. (2008). “Three Factor Model and the Carhart’s Model”. *Global Journal of Finance & Banking Issues*. 2(2), pp. 14-24.
- Berggrun, L., Mongrut, S., Umaña, B. y Varga, G. (2014). “Persistence in equity fund performance in Brazil”. *Emerging Markets Finance & Trade*. 50(2), pp. 16-33.
- Black, F. (1972). “Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing”. *The Journal of Business*, 45(3), pp. 444-455.
- Bollen, N. P., y Busse, J. A. (2001). “On the Timing Ability of Mutual Fund Managers”. *The Journal of Finance*, 56(3), pp. 1075-1094.

- Bollen, N. P. y Busse, J. A. (2005). "Short-term Persistence in Mutual Fund Performance." *Review of Financial Studies*, 18(2), pp. 569-597.
- De Bondt, W. F. M. y Thaler, R. (1989). Anomalies: A mean-reverting walk down Wall Street. *Journal of Economic Perspectives*, 3(1), pp. 189-202.
- Carhart, M. M. (1997). "On Persistence in Mutual Fund Performance". *The Journal of Finance*, 52(1), pp. 57-82.
- Comer, G., Larrymore, N. y Rodriguez, J. (2009). "Controlling for Fixed-Income Exposure in Portfolio Evaluation: Evidence From Hybrid Mutual Funds". *The Review of Financial Studies*, 22(2), pp. 481-507.
- Elton, E. J., Gruber, M. J. y Blake, C. R. (2011). "Holdings Data, Security returns, and the Selection of Superior Mutual Funds". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(2), pp. 341-367.
- Fama, E. F. (1968). "Risk, Return and Equilibrium: Some Clarifying Comments". *The Journal of Finance*, 23(1), pp. 29-40.
- Fama, E. F. (1991). "Efficient capital markets: II". *The Journal of Finance*, 46(5), pp. 1575-1617.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns". *The Journal of Finance*, 47(2), pp. 427-465.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds". *Journal of Financial Economics*, 33(1), pp. 3-56.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1995). "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns." *The Journal of Finance*, 50(1), pp. 131-155.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1996). "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies". *The Journal of Finance*, 51(1), pp. 55-84.
- Fama, E. F. y MacBeth, J. D. (1973). "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests." *The Journal of Political Economy*, 81(3), pp. 607-636.
- Friend, I. y Blume, M. E. (1970). "Measurement of Portfolio Performance Under Uncertainty". *American Economic Review*, 60(4), pp. 561-575.
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1989a). "Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings". *Journal of Business*, 62(3), pp. 393-416.
- Grinblatt, M., Titman, S. y Wermers, R. (1995). "Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior." *The American Economic Review*, 85(5), pp. 1088-1105.
- Hendricks, D., Patel, J. y Zeckhauser, R. (1993). "Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988." *The Journal of Finance*, 48(1), pp. 93-130.

- Henriksson, R. D. (1984). "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation". *The Journal of Business*, 57(1), pp. 73-96.
- Jegadeesh, N. y Titman, S. (1993). "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency". *The Journal of Finance*, 48(1), pp. 65-91.
- Jegadeesh, N. y Titman, S. (2001). "Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations". *The Journal of Finance*, 56(2), pp. 699-720.
- Jensen, M. (1968). "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964". *The Journal of Finance*, 23(2), pp. 389-416.
- Lintner, J. (1965). "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets". *Review of Economics and Statistics*, 47(1), pp. 13-37.
- Lintner, J. (1969). "The Aggregation of Investor' Diverse Judgments and Preferences in Perfectly Competitive Security Markets". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 4, pp. 347-400.
- Mossin, J. (1966). "Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), pp. 768-783.
- Muga, L., Rodríguez, A. y Santamaría, R. (2007). "Persistence in Mutual Funds in Latin American Emerging Markets: The Case of Mexico". *Journal of Emerging Market Finance*, 6(1), pp. 1-37.
- Roll, R. (1978). "Ambiguity when Performance is Measured by the Securities Market Line. *The Journal of Finance*, 33(4), pp. 1051-1069.
- Rodríguez, A. (2004). "Riesgos y rendimientos de los fondos de inversión en México". *Análisis Económico*, 41, pp. 175-198.
- Ross, S. A. (1976). "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing". *Journal of Economic Theory*, 13, pp. 341-360.
- Sharpe, W. F. (1964). "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk". *The Journal of Finance*, 19(3), pp. 425-442.
- Sharpe, W. F. (1966). "Mutual Fund Performance". *The Journal of Business*, 39(1), pp. 119-138.
- Treynor, J. L. (1965). "How to Rate Management of Investment Funds. *Harvard Business Review*, 43, pp. 63-75.

# Un modelo “naive” de opción barrera para la predicción de fracaso financiero

## A “naive” barrier option model to predict financial distress

---

Gastón Silverio Milanesi\*

(Fecha de recepción: 20 de marzo de 2016, Fecha de aceptación: 15 de julio de 2016)

### RESUMEN

Asimilar el valor del patrimonio como una opción de compra sobre los activos, permitió desarrollar un conjunto de modelos dinámicos para predecir fracasos financieros empresariales. No obstante, el concepto presenta una debilidad importante: la relación directa y positiva entre valor del capital (*prima*) con el nivel de la volatilidad del subyacente. El razonamiento anterior indica que a mayor riesgo de la firma mayor *debe* ser su valor, conduciendo a una lógica inconsistente para estimar probabilidades de fracasos financieros. Las opciones barrera *exóticas* constituyen un modelo alternativo para predecir dificultades financieras y su estructura se ajusta mejor a la relación valor-volatilidad en las empresas. Partiendo de la literatura existente, el trabajo propone un modelo de opción barrera “operativo”, ya que simplifica la estimación de las variables inobservables: valor y riesgo del activo. El trabajo se organiza de la siguiente manera: primero se desarrollaron formalmente los modelos de opción de compra simple y opción barrera para valorar el patrimonio de la firma y la estimación de probabilidades de fracaso financiero. En un caso hipotético, se propone un ejercicio de sensibilidad sobre volatilidades y plazos. Una aplicación similar se utilizó para estimar el valor del patrimonio y de la probabilidad de dificultades financieras sobre dos firmas de capitales argentinos con diferentes grados de endeudamiento: Yacimientos Petrolíferos Fiscales S.A (YPF) y Aluar S.A (ALUAR), confirmando la consistencia en las relaciones volatilidad-valor-probabilidad de fracasos financieros del modelo propuesto. Finalmente se exponen las principales conclusiones.

Clasificación JEL: G13, G32.

**Palabras clave:** fracasos financieros, opciones reales, opciones barrera, valuación.

### ABSTRACT

*To consider capital as a call option over a firm's assets, has allowed the development of a set of dynamic models to predict corporate financial distress and bankruptcy. Nevertheless, a downside of the above mention assumption derives from the direct*

---

\* Departamento Ciencias de la Administración, Universidad Nacional del Sur, Bahía Blanca, Buenos Aires, Argentina, milanesi@uns.edu.ar

*and positive relationship between the capital value (prime) and the asset's underlying volatility. This reasoning implies that the greater the risk of a firm, the larger its value has to be, leading to an inconsistency in the logic used to estimate financial distress and bankruptcy probability.*

*An alternative approach to predict financial distress and bankruptcy is the use of exotic barrier options because its structure fits better the firm's value-volatility relationship. Based on the existing literature, this paper proposes a "naive" barrier option model, since it simplifies the estimation of the unobservable variables such as: firm asset's value and risk. This article is structured as follows: first, simple call option and barrier option models were developed in order to estimate the firm's capital value and the financial distress and bankruptcy probability. Using a hypothetical case, a sensitivity analysis over volatility and time to maturity was carried out. A similar application was used to estimate the firm's capital value and the financial distress and bankruptcy probability in two Argentinian capital firms, each with a different degree of leverage: Yacimientos Petrolíferos Fiscales S.A (YPF) and Aluar S.A (ALUAR). The analysis confirmed the consistency in the relationship volatility-value-financial distress probability of the proposed model. Finally, the main conclusions are drawn.*

*JEL Classification: G13, G32.*

**Key words:** *financial distress, barrier real options, valuation.*

## Introducción

En los últimos tiempos, la adaptación de la propia lógica de los modelos de Opciones financieras<sup>1</sup> aplicados a la resolución de problemas de valoración vinculados a activos reales, ha cobrado relevancia paulatinamente, mediante el conjunto de modelos conocidos como Opciones Reales. A diferencia de los modelos de valoración tradicionales como el modelo de descuento de flujos de fondos o el de ganancias residuales, su principal ventaja reside en la capacidad de replicar y valorar la complejidad, dinámica y flexibilidad estratégica que explica el valor esperado de la firma, en relación con modelos estáticos<sup>2</sup>. El primer trabajo sobre opciones es desarrollado por Myers (1977)

---

<sup>1</sup> El desarrollo del clásico modelo de valoración de opciones financieras se corresponde con los trabajos seminales de Black y Scholes, (1972; 1973) y Merton, (1973).

<sup>2</sup> Las ventajas de los modelos de opciones reales frente a los clásicos modelos de valoración como el descuento de flujos de fondos, ganancias residuales y múltiplos, se pueden encontrar en (Dixit y Pindyck 1994); (Trigeorgis, 1997); (Copeland y Antikarov, 2001); (Smit y Trigeorgis, 2004); (Kodukula y Chandra, 2006); (Mun, 2015). Una

para el supuesto de la estrategia (opción) de crecimiento. En la literatura se pueden encontrar diferentes propuestas analíticas para el tratamiento de categorías específicas de opciones, entre ellas los trabajos seminales han sido: (a) Opción de diferimiento (Mc Donal y Siegel, 1986); (Paddock, Siegel y Smith, 1988); (Ingersoll y Ross, 1992); (b) Opción de crecimiento (Myers, 1977); (Trigeorgis, 1988); (Smit, 1996); (c) Opción de abandono (Myers y Majd, 1990); (d) Opciones de expandir-contrair o extensión de la vida útil (Trigeorgis y Mason, 1987); (Keema, 1988); (e) Opción de cierre temporario o corte del proceso productivo (Brennam y Schwartz, 1985); (f) Opción de intercambio (Margrabe, 1978); (Kulatilaka, 1988); (Kulatilaka y Trigeorgis, 1994); Opciones financieras de insolvencia (Mason y Merton, 1985); (Trigeorgis, 1993). Paralelamente, el enfoque de opciones reales se complementa con el análisis de decisiones y riesgos (Smith y Nau, 1995); empleo de simulación aplicando el enfoque MAD *Marketed Asset Disclaimer*; (Copeland y Antikarov, 2001); (Copeland y Tuffano, 2004) y el Análisis de opciones reales y Teoría de juegos (OR y *Games Theory*; (Smit y Trigeorgis, 2004).

Una de las primeras analogías planteadas en la literatura especializada, entre opciones financieras y reales, consistió en asimilar el valor correspondiente al patrimonio de una empresa a una opción de compra (*call*). La idea precedente originalmente fue desarrollada por Merton (1974), dando nacimiento a una rama de modelos de opciones reales utilizados para la predicción de fracasos financieros y el análisis de riesgo crediticio.<sup>3</sup> En este caso se supone que los propietarios poseen una opción de compra europea sobre el valor de una firma apalancada ( $V$ ). El valor de la opción está definido por el patrimonio de una empresa ( $E$ ). Consecuentemente el rol que juegan las fuentes de financiamiento de la firma son: a) la deuda se asemeja al precio de ejercicio de la opción y; b) el patrimonio neto equivalente a la opción que tienen los propietarios sobre el activo de la firma. La lógica del modelo es la siguiente: con el fin de simplificar el modelo

---

clasificación de los diferentes modelos de opciones reales según sean planteados en términos continuos o discretos, borrosos o probabilísticos se puede encontrar en (Milanesi, 2013).

<sup>3</sup> Dentro de los modelos de predicción de fracasos se encuentran los modelos estructurales, por ejemplo: modelos Z-score (Altman, 1968), (Altman, 1993), (Altman y Kishore, 1996) y modelos dinámicos, basados en medidas de mercado y teoría de pagos contingentes (Merton, 1974), (Vasicek, 2001), (Crosbie y Bohn, 2002), (Brockman, Turtle, 2003), (Hillegeist, Keating, Cram y Lundstedt, 2004), (Reiz y Perlich, 2007), (Bharath y Shumay, 2008).

este asume que el vencimiento de la deuda de la empresa coincide en el mismo momento para todos los pasivos. En términos de activo financiero, la deuda se asemeja a un bono cupón cero, con valor nominal ( $F$ ) y fecha de vencimiento definida ( $T$ ). El rol de subyacente lo desempeña el activo de la empresa garantizando el pago de las obligaciones, bajo la condición de que los acreedores no pueden forzar la quiebra de la empresa hasta la fecha de vencimiento ( $T$ ). Al vencimiento de la deuda, los propietarios de la empresa se enfrentan a dos escenarios: a) el valor de los activos apalancados de la firma excede el de la deuda, por lo tanto los propietarios ejercen la opción de compra, pagando la deuda y reteniendo el excedente; b) el valor de la firma es inferior a los pasivos, la empresa se declara en quiebra, *default*, y la opción de los propietarios queda “*fuera del dinero*”. Por lo tanto, el valor terminal de la opción que poseen los propietarios de la firma para cada escenario queda planteado como  $E = \text{MAX}[0, V - F]$ . Aplicando la paridad *put-call* con las variables del modelo, se tiene que  $V + p = F + E$ ; despejando en función de los activos apalancados se obtiene la siguiente igualdad  $V = (F - p) + E$ . En la expresión anterior, el valor de los activos apalancados se divide en: a) la posición del patrimonio neto ( $E$ ) equivalente al valor de una opción de compra y b) la deuda con riesgo ( $F - p$ ), es igual a la diferencia entre el valor presente de la deuda sin riesgo ( $F$ ) menos el valor de una opción de venta europea ( $p$ ) sobre los activos de la firma. En el caso de los acreedores de la empresa, al vencimiento, el valor terminal es  $F - p = \text{MIN}[V, F]$ ; al vencimiento el valor total de la firma se divide para satisfacer obligaciones frente a los proveedores de fondos: propietarios y acreedores. Si el estado de la naturaleza arroja un escenario donde  $V \geq F$ , los acreedores reciben en pago el valor de sus deudas ( $F$ ), y la opción de venta ( $p$ ) que estos poseen sobre la firma, expira. Por el contrario si la firma ingresa en estado de cesación de pagos se activa la opción de venta, y los acreedores cobran hasta el valor de los activos. Tienen derecho a cobrar ( $F$ ) pero se pierde el diferencial positivo ( $V - F$ ), siendo el pago hasta  $V$ , valor de mercado de los activos.

La hipótesis de partida de estos modelos presenta una fuerte debilidad: si el patrimonio de la empresa se asemeja directamente a una opción de compra europea, la relación entre el valor de la opción y la volatilidad del subyacente es estrictamente positiva. Si esta idea es utilizada para justificar la toma de decisiones de los administradores de una empresa, se podrían presentar situaciones que generen conflictos. Se podría argumentar que, al ser el valor del patrimonio de la firma equivalente a una opción de compra clásica y con el

fin de maximizar la riqueza de los propietarios, los administradores aceptan proyectos de inversión con riesgos crecientes justificándose en que: a mayor volatilidad, mayor valor del patrimonio de la firma.<sup>4</sup>

En base a lo expuesto el trabajo persigue dos finalidades: a) proponer un modelo dinámico para estimar fracasos financieros que permita estimar probabilidades de ocurrencia de *default*, incorporando el impacto negativo que el riesgo excesivo genera sobre la percepción del valor de la empresa de parte de los proveedores de fondos; b) el modelo debe ser sencillo de aplicar en relación con las variables de entradas requeridas. En el presente trabajo, se conjugaron dos propuestas específicas desarrolladas en la literatura financiera: por un lado la propuesta de Reiz y Perlich (2007), donde el valor del patrimonio de la empresa se adapta a una opción exótica barrera del tipo *knock out, down and out call*, con el fin de amortiguar el efecto de la volatilidad incremental sobre el valor del patrimonio; y simultáneamente, para que el modelo sea más fácil de aplicar, las variables de entrada: volatilidad y valor del activo de la firma, se estiman siguiendo la modalidad operativa o *naïve* propuesta por Bharath y Shumay (2008).

La estructura del trabajo es la siguiente: en la primera sección se describe la estructura matemática del modelo de predicción de fracasos financieros con base en opciones barreras adaptado a una concepción "naïve" respecto de las variables volatilidad y valor del activo. En la segunda sección, se ilustran las similitudes y diferencias entre el modelo propuesto y la versión de Merton (1974) mediante un ejemplo hipotético. En la tercera sección el modelo es aplicado sobre dos de las principales empresas en el mercado de capitales argentinos, mismas que se caracterizan por su diferente nivel de apalancamiento. Finalmente se desarrollan las conclusiones principales.

## 1. Predicción de default: opciones exóticas barrera en su versión naïve

Bharath y Shumay (2008) en su trabajo demuestran que el planteamiento del modelo de Merton,<sup>5</sup> (Merton, 1974) es efectivo para la predicción de *de-*

---

<sup>4</sup> Se podría suponer que los administradores estarían tentados a tomar riesgos incrementales, con proyectos riesgosos para aumentar la volatilidad de la firma, justificando su decisión en que esta acción incrementará el valor del patrimonio. Esta situación puede llegar a perjudicar los intereses de los principales (propietarios-acreedores).

<sup>5</sup> El modelo estima la distancia de "default" conocida como DD y la probabilidad de insolvencia.

*faults*, sin embargo son críticos en relación a la complejidad del modelo, en particular en lo que respecta a la determinación de variables de entrada. Consecuentemente los autores proponen una versión simplificada del modelo de predicción de fracasos, denominándola bajo la palabra *naive*.<sup>6</sup> Esta versión, a diferencia del modelo de Merton, no incurre en el planteamiento y resolución de dos sistemas de ecuaciones no lineales en forma simultánea, para inferir la volatilidad y valor intrínseco del activo de la firma.<sup>7</sup> En este caso el valor del activo de la firma, magnitud inobservable directamente de los precios de mercado, es sustituido directamente por la suma del pasivo más la capitalización bursátil de la firma. Respecto de la segunda variable, riesgo del activo, este es reemplazado por un valor de volatilidad, obtenido de manera sencilla, a partir del *desapalancamiento* del patrimonio neto (Schwert, 1989), (Daouk y Ng, 2011). En las pruebas practicadas sobre este modelo, los resultados obtenidos indican que la capacidad predictiva de éste es similar a la del modelo de Merton; con el agregado de la simplicidad operativa de esta versión *naive* (Bharath y Shumay, 2008), (Chen y So, 2014).

El modelo *naive*, igual que el de Merton, estima el valor del patrimonio neto a partir de una opción compra, según ecuaciones 1 y 2.

$$c = (E + F)e^{-q(T-t)}N(d_1) - Fe^{-r(T-t)}N(d_2) \quad (1)$$

$$p = (E + F)e^{-q(T-t)}N(-d_1) + Fe^{-r(T-t)}N(-d_2) \quad (2)$$

En las ecuaciones anteriores, la suma del valor de mercado del patrimonio neto más la deuda a valor contable ( $E + F$ ); representa el valor del activo total de la firma al momento de valuación  $V = E + F$ . El valor total

<sup>6</sup> La traducción puede ser como un modelo "ingenuo", "inocente" o más apropiado "primitivo".

<sup>7</sup> El modelo parte de concebir el capital de la firma como una opción de compra europea, planteado en un sistema de cinco ecuaciones: a)  $E = VN(d_1) - Fe^{-r(T-t)}N(d_2)$  donde  $V$  representa el valor de los activos que se asume sigue un proceso estocástico geométrico browniano (GBM),  $F$  representa el valor de los pasivos y  $N(\cdot)$  la distribución normal estándar acumulada; 2)  $d_1 = \frac{\ln(V/F) + (r + \frac{\sigma_A^2}{2})(T-t)}{\sigma_A\sqrt{(T-t)}}$  y 3)  $d_2 = d_1 - \sigma_A\sqrt{(T-t)}$ . Además son necesarias dos ecuaciones simultáneas para asignar valor a dos variables que el mercado no valora directamente. Por un lado el valor de los activos con un pro-

del pasivo de la firma  $F$ , se supone que es equivalente a un bono cupón cero con fecha de vencimiento consolidada en  $T$ . El valor del patrimonio neto ( $E$ ) surge de la capitalización bursátil del mercado. A continuación se presentan las ecuaciones para estimar la probabilidad de fracaso financiero;

$$naive d_1(DD) = \frac{\ln(E+F/F) + (naive\mu - q + \frac{naive\sigma_A^2}{2})(T-t)}{naive\sigma_A\sqrt{(T-t)}} \quad (3.a)$$

$$naive d_2 = d_1 - naive\sigma_A\sqrt{(T-t)} \quad (3.b)$$

En las ecuaciones precedentes,  $r$  es el tipo sin riesgo y  $\mu$  es el rendimiento sobre el patrimonio neto del año previo y  $q$  la tasa de pago de dividendos. La volatilidad de la firma,  $\sigma_A$  surge como producto de *desapalancar* la volatilidad observada o implícita del patrimonio neto,  $\sigma_A = \sigma_E \frac{E}{E+F}$ . La distancia de *default* ( $DD$ ) (ecuación 3.a) es simplemente la diferencia entre el valor de la firma y su pasivo, escalado (dividido) entre la desviación estándar. La probabilidad de quiebra *naive* es:<sup>8</sup>

$$\pi^{naive} = N(-naive d_1(DD)) \quad (4)$$

La propuesta de (Bharath y Shumay, 2008) presenta la debilidad de aplicar la lógica del modelo de Merton, es decir, a mayor riesgo en los activos de

---

ceso GBM; 4)  $dV/V = \mu dt + \sigma_a dB$  y su volatilidad, 5)  $\sigma_e E = (\partial E / \partial V) \sigma_v V = N(d_1) \sigma_v V$  donde  $\sigma_E$  es la volatilidad de la acción de la firma. Resolviendo el sistema de cinco ecuaciones, se obtiene la distancia y probabilidad de default;  $\pi_{Merton} = N(-d_2) = N(-Merton DD)$ ; (Chen y So, 2014), Bharath y Shumay (2008) demuestran que el poder de predicción de este modelo es equivalente a su propuesta, esta última más sencilla desde el punto de vista computacional e incorporando todas las variables generadoras de valor de la firma.

<sup>8</sup> El flujo de fondos de una opción de compra al vencimiento es igual a  $c_t = \text{Max}(S_t - X; 0)$ ; este se desagrega en dos componentes. El primero representa el pago del precio de ejercicio, condicionado a que la opción sea ejercida;  $c_t^1 = -X$  si  $S_t \geq X$ ; el segundo componente está representado por la obtención del subyacente siempre que la opción termine en el dinero;  $c_t^2 = S_t$  si  $S_t \geq X$ . Ambos son pagos contingentes (condicionados) a que la opción termine en el dinero. El valor actual del precio contingente de ejercicio es igual al: pago esperado futuro ajustado por la probabilidad neutral de ejercicio, actualizado al tipo libre de riesgo  $c_t^1 = -X e^{-rt} P(S_t \geq X)$ . La probabilidad de que la opción termine en el dinero al vencimiento es  $XP(S_t \geq X) = N(d_2)$ , siendo su valor igual al valor esperado des-

la firma mayor el valor del patrimonio, producto de considerar a este como una simple opción de compra europea. Para subsanar dicho defecto, es menester plantear un modelo que aplique la lógica funcional de la propuesta de Merton, pero al mismo tiempo, que ajuste el valor del capital ante incrementos en la volatilidad, por ende del riesgo del negocio. Para lograr ello, en la literatura se ha propuesto utilizar opciones exóticas del tipo *knock out, down and out call*. (Brockman y Turtle, 2003); (Reiz y Perlich, 2007).<sup>9</sup>

La justificación en el uso de opciones barreras es la siguiente: es necesario un modelo que corrija el precio del patrimonio de la firma ante niveles incrementales de riesgo del activo y que dicha situación sea reflejada en mayores probabilidades de *default*. Para ello se propone tratarlo como una opción barrera exótica del tipo *knock out*, asimilable a un *down and out call*. Las opciones barreras son aquellas cuyo valor se encuentra condicionado al hecho de que el subyacente alcance un cierto nivel o barrera ( $B$ ), previamente fijado en el contrato de la opción. En este tipo de opciones, por lo general, el valor de la prima es menor que en la típica opción vainilla. Las opciones barreras se clasifican en: a) *knock out option (koo)* y b) *knock in options (kio)*, a) dejan de existir cuando el subyacente alcanza el valor de la barrera definida, b) comienzan su existencia alcanzado dicho nivel.<sup>10</sup>

---

contado  $-Xe^{-rt}N(d_2)$ . Este el valor actual del primer componente de la opción. El segundo componente de la opción, valor actual del pago esperado al recibir el subyacente es, igual al precio esperado del subyacente dado el ejercicio por la probabilidad de ejercer la opción,  $c_t^2 = E\{S_t | S_t > X\}P\{S_t > X\} = e^{-rt}SN(d_1)$ . Por lo tanto,  $N(d_1)$  es el factor por el cual se estima el valor actual del pago contingente condicionado al evento del ejercicio, producto de que el subyacente supera al valor corriente de la acción. De allí se explica el valor temporal y como este supera al valor intrínseco. Consecuentemente,  $\pi^{naive} = N(-d_1(DD))$ , puede interpretarse como su complemento, es decir la probabilidad de que el valor esperado del subyacente condicionado al no ejercicio, no supere el valor de los pasivos, en otras palabras la probabilidad de bancarrota. El significado correspondientes a los coeficientes  $N(d_1)$  y  $N(d_2)$  se puede encontrar con mayor detalle en (Nielsen, 1992).

<sup>9</sup> Una opción de compra tradicional es igual a la suma de *down and out call* y *down and in call* (Hull, 2005); (Haug Gaarder, 2007). Si se suman los perfiles de las opciones barreras de compra del tipo *knock out*, se observa que cuando una expira la otra se activa recíprocamente por lo tanto el resultado es el de un call regular.

<sup>10</sup> Las opciones de compra y venta *kio* son: a) *down and in call and put (cdi, pdi)* que comienza a existir cuando el subyacente está por debajo de  $B$ , b) *up and in call and put (cui, pui)* comienza a existir cuando la opción supera  $B$ . Las opciones de compra y venta *koo* son: a) *down and out call and put (cdo, pdo)* deja de existir cuando el subyacente alcanza  $B$ , b) *up and out call and put (cud, pud)* dejan de existir cuando el subyacente supera  $B$ . Cabe destacar que cuando el valor de  $B$  es mayor o igual que el precio de ejercicio, el valor de *cuo* es cero y el valor de *cui* es  $c$ , mientras que *cdo*

En la práctica, anticiparse a un potencial estado de cesación de pagos dado un nivel de endeudamiento, implica la tarea de estimar un nivel de endeudamiento (*barrera*) por lo general es inferior o igual al valor actual de los pasivos contraídos por la firma. Para estimar el valor del patrimonio neto con esta tipología de opciones, se debe definir la barrera ( $B$ ) para valores de pasivo inferiores o iguales a este,  $B \leq F$ . Hecho esto corresponde encuadrar la opción barrera, siendo en estos casos del tipo *call down and out*. Su valor surge de la diferencia entre el valor de un *call* común (ecuación 1) y un *call down and in (cdi)*.

La expresión correspondiente a un *call down and in (cdi)* se presenta en la siguiente ecuación;

$$cdi = (E + F)e^{-q(T-t)}(B/(E + F))^{2\lambda} N(y) - Fe^{-r(T-t)}(B/(E + F))^{2\lambda-2} N(y - naive\sigma_A\sqrt{(T-t)}) \quad (5)$$

Los valores de  $\lambda$  e  $y$  son estimados a partir de las expresiones 6 y 7;

$$\lambda = \frac{\mu - q + naive\sigma_A^2/2}{naive\sigma_A^2} \quad (6)$$

$$y = \frac{\ln(B^2/(E+F) \times F)}{naive\sigma_A\sqrt{(T-t)}} + \lambda naive\sigma_A\sqrt{(T-t)} \quad (7)$$

Siguiendo a Hull, (2005) el valor del *call down and out (cdo)* a calcular surge de  $cdo = c - cdi$ .

Una situación que puede presentarse con menor frecuencia sobre todo, para firmas con bajo endeudamiento, es el caso de barreras para niveles superiores al valor del pasivo  $B > F$ . Para estimar el valor del patrimonio neto la expresión corresponde a un *down and out call*;

---

y cdi tienen precio indistintamente B sea mayor, menor o igual al precio de ejercicio. Continuando con la misma lógica cuando la barrera es mayor que el precio de ejercicio entonces pdo no tiene valor y pdi asume valor p, mientras que pui y pud tienen precio indiferentes a como se pacte la barrera en relación al precio de ejercicio.

$$\begin{aligned} doc = & (E + F)e^{-q(T-t)}N(x_1) - Fe^{-r(T-t)}N(x_1 - naive\sigma_A\sqrt{T-t}) \\ & - (E + F)e^{-q(T-t)}(B/(E + F))^{2\lambda}N(y_1) \\ & + Fe^{-r(T-t)}(B/(E + F))^{2\lambda-2}N(y_1 - naive\sigma_A\sqrt{T-t}) \quad (8) \end{aligned}$$

Los valores de  $x_1$  e  $y_1$  y son estimados a partir de las expresiones 9 y 10.

$$x_1 = \frac{\ln(E+F/B)}{naive\sigma_A\sqrt{T-t}} + \lambda naive\sigma_A\sqrt{T-t} \quad (9)$$

$$y_1 = \frac{\ln(B/E+F)}{\sigma_A\sqrt{T-t}} + \lambda\sigma_A\sqrt{T-t} \quad (10)$$

En el modelo tradicional de predicción de fracaso financiero propuesto por Bharath y Shumay (2008), las probabilidades de *default* a la fecha de vencimiento, se pueden estimar con la ecuación 4,

$$(\pi^{naive}(E + F)_T < F) = N(-naive d_1(DD)) \quad (11)$$

Esta propuesta solamente contempla el caso a fecha de vencimiento ( $T$ ), en donde el valor de los activos es inferior al de los pasivos, sin considerar niveles de endeudamiento, tal cual acontece para cualquier opción de compra europea.

En el caso de las opciones barrera, Reiz y Perlich (2007) proponen un conjunto de expresiones para estimar probabilidades antes y al vencimiento en los casos en donde el nivel de endeudamiento *tolerable* esté por debajo de los pasivos,  $B \leq F$ . Estas ecuaciones capturan el hecho de que a medida que se incrementa la volatilidad del activo (el riesgo del negocio) las probabilidades de fracaso se incrementan, cuestión que no se verifica en la versión *naive* adaptada de Merton.

Conforme se expuso, la probabilidad de insolvencia se desagrega en dos instantes temporales: a) probabilidad de cesación de pagos antes del vencimiento, b) probabilidad de insolvencia al vencimiento, ajustada a situaciones donde el valor del subyacente (activo de la firma) es superior al nivel barrera

(estado de cesación de pagos) pero inferior al pasivo. Por lo tanto, al vencimiento es posible que no se puede cancelar la deuda. La probabilidad de quiebra total surge de la suma de las probabilidades anteriores.

Consecuentemente, la probabilidad correspondiente al que el subyacente asuma valores por debajo de la barrera en un instante previo al vencimiento del pasivo, es decir en ( $t^*$ ) se determina mediante la siguiente expresión,

$$P((E + F)_{t^* < T} < B) = N \left[ \frac{\ln(B/(E + F)) + (\mu - q + \frac{naive\sigma_A^2}{2})(T - t)}{naive\sigma_A\sqrt{T - t}} \right] + (B/(E + F))^{[2(\mu - q)/naive\sigma_A^2] - 1} N \left[ \frac{\ln(B/(E + F)) + (\mu - q + \frac{naive\sigma_A^2}{2})(T - t)}{naive\sigma_A\sqrt{T - t}} \right] \quad (12)$$

Al vencimiento, el activo supera el nivel de insolvencia pero es insuficiente para cancelar pasivos. En estos casos la probabilidad de insolvencia es igual a;

$$P(B < (E + F)_T < F) = N \left[ \frac{\ln((E + F)/B) + (\mu - q + \frac{naive\sigma_A^2}{2})(T - t)}{naive\sigma_A\sqrt{T - t}} \right] - N \left[ \frac{\ln((E + F)/F) + (\mu - q + \frac{naive\sigma_A^2}{2})(T - t)}{naive\sigma_A\sqrt{T - t}} \right] - (B/(E + F))^{[2(\mu - q)/naive\sigma_A^2] - 1} N \left[ \frac{\ln(B/(E + F)) + (\mu - q + \frac{naive\sigma_A^2}{2})(T - t)}{naive\sigma_A\sqrt{T - t}} \right] - N \left[ \frac{\ln(B^2/(E + F)F) + (\mu - q + \frac{naive\sigma_A^2}{2})(T - t)}{naive\sigma_A\sqrt{T - t}} \right] \quad (13)$$

La probabilidad total, es decir la probabilidad de insolvencia antes del vencimiento y al vencimiento surge de la suma de las ecuaciones 12 y 13.<sup>11</sup>

En este trabajo, con el fin de estimar las probabilidades de *default*, y el valor de la firma, se adapta el modelo de Reitz y Perlich (2007) a una versión *naive* (Bharath y Shumay, 2008) en la estimación del valor y volatilidad correspondiente al activo de la firma.

## 2. El funcionamiento del modelo a partir de un caso hipotético

Esta sección presenta un caso hipotético para ilustrar el funcionamiento del modelo propuesto, y en la siguiente sección se procede a su aplicación en dos firmas que operan en el mercado de capitales argentino. Se supone una firma cuyo valor de activos ( $V$ ) de \$100, pasivos ( $F$ ) \$80 y patrimonio neto ( $E$ ) \$20. La tasa de rendimiento de los activos ( $\mu$ ) del 10% y la tasa de pago de dividendos ( $q$ ) de 3%. La volatilidad del activo está dada y asciende 30%. La tasa libre de riesgo es de 5% y, conforme supone el modelo, los pasivos de la firma son asimilados a un bono cupón cero con vencimiento ( $T$ ) de 10 años. El nivel mínimo que puede alcanzar el valor de los activos para que se active el *default* (barrera de insolvencia ( $B$ )) es de 70% sobre  $V$ . Cabe destacar que el nivel de barrera resulta inferior al endeudamiento nominal de la empresa, ya que en este caso asciende a 80% ( $B < F$ ).

A continuación, con los datos precedentes se determina el valor correspondiente al patrimonio de la firma según el modelo tradicional (ecuación 1). Este asciende a \$34,98 y la probabilidad de que la firma ingrese en *default* (ecuación 4), es de 32,35%. Con el objeto de ilustrar el funcionamiento de las variables, se presenta una tabla de datos donde se exponen los resultados correspondientes a un análisis de sensibilidad bivariado relativo a la probabilidad de *default* de la firma (ecuación 4), respecto de: a) volatilidad ( $\sigma_a$ ); b) plazos de vencimiento de deudas de  $T$ .

---

<sup>11</sup> En los casos de que  $B \geq F$  se aplica directamente la ecuación 11, o sea el tradicional modelo de Merton, siendo dichas probabilidades las correspondientes a la insolvencia. Esto es así porque se mide la probabilidad de que los activos sean directamente inferiores a  $F$ , ya que  $B$  se fija para un nivel superior a los pasivos.

Tabla 1: Análisis de sensibilidad de la probabilidad de insolvencia (ecuación 4)  
(filas volatilidad activo, columnas horizonte de tiempo)

<b>32.35%</b>	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1	1.52%	5.87%	12.98%	17.54%	20.15%	21.52%	22.10%	22.17%	21.90%	21.38%
5	18.71%	25.04%	29.73%	31.33%	31.59%	31.17%	30.37%	29.35%	28.18%	26.94%
10	23.29%	28.72%	<b>32.35%</b>	33.33%	33.19%	32.50%	31.49%	30.31%	29.03%	27.68%

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de la tabla indican que el modelo clásico (ecuación 1 y 4) presenta el típico caso de comportamiento de una opción de compra tradicional. A medida que los niveles de volatilidad aumentan, y en particular para valores  $> 60\%$ , las probabilidades de insolvencia disminuyen, producto de un aumento en el valor esperado del subyacente, inducido por altos niveles de volatilidad en el proceso *geométrico browniano*. En otras palabras, se verifica un aumento en la probabilidad de ejercer la opción ( $Nd_2$ ) y en el valor esperado del subyacente condicionado por la probabilidad de que la opción sea ejercida ( $Nd_1$ ). El valor de  $E$  al someterse a un análisis similar de sensibilidad es consistente con los resultados anteriores, presentando una relación directa entre volatilidad y valor del patrimonio de la firma e inversa con la variación de las probabilidades de insolvencia, conforme se expone en la siguiente Tabla.

Tabla 2: Análisis de sensibilidad del valor de la opción (ecuación 1)  
(filas volatilidad activo, columnas horizonte de tiempo)

<b>34.98</b>	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1	21.10	21.79	23.88	26.53	29.42	32.42	35.46	38.50	41.51	44.48
5	25.26	27.80	32.76	37.82	42.59	46.94	50.80	54.18	57.10	59.61
10	27.09	29.92	<b>34.98</b>	39.58	43.39	46.40	48.73	50.56	52.05	53.33

Fuente: Elaboración propia.

A la luz de estos resultados, la principal limitación del modelo consiste en asumir que el valor del patrimonio se asemeja, de manera directa, a una simple opción de compra. Si la gerencia se ajusta estrictamente a estos resultados, esta podría justificar la inversión en proyectos con riesgos crecientes, situación que podría menoscabar los intereses de los acreedores y propietarios (*stakeholders*).

Una alternativa metodológica consiste en utilizar la lógica de las opciones barrera exóticas para replicar el comportamiento del valor del capital de la firma y sus probabilidades de insolvencia frente a riesgos crecientes. En el ejemplo planteado, al ser  $B < F$ , primero se debe calcular un *call down in (cdi)* (ecuaciones 5, 6 y 7). El valor del patrimonio ( $E$ ) es la diferencia entre el valor del *call* europeo ( $c$ ) y *cdi*. Los resultados obtenidos se detallan en la Tabla siguiente;<sup>12</sup>

Tabla 3: valor E opción barrera cdo

(ec.6)	$\lambda$	1.2778
(ec.7)	$y$	0.6954
(ec.5)	<i>cdi</i>	\$ 5.65
(ec.1)	$c$	\$ 34.98
	<b><i>cdo</i></b>	<b>\$ 29.32</b>

El valor obtenido de la *cdo* es ligeramente inferior a un *call* tradicional, puesto que la *cdi* actúa de ajuste para los niveles donde  $B < V$ .

Una vez efectuado lo anterior, se calculan las probabilidades de insolvencia correspondientes a la firma. Aplicando la ecuación 12, la probabilidad de que el subyacente asuma valores por debajo de la barrera en un instante previo al vencimiento del pasivo ( $t^*$ ) es de 47.55%. La probabilidad que al vencimiento, el activo sea mayor al nivel barrera  $V > B$  pero menor al

<sup>12</sup> El modelo es consistente, ya que se debe llegar a una conclusión de ajuste similar sobre el valor del *call* (ecuación 1) al de aplicar las ecuaciones 8, 9 y 10 para opción del tipo *down and out call*; en este caso  $x_1$  (ec.9) es de 1,447;  $y_1$  (ec.10) 0.8362 y finalmente el valor de *doc* (ecuación 8); \$5.65.

<sup>13</sup> Esta es la suma de probabilidad antes del vencimiento (ecuación 12) y al vencimiento incluso si el activo supera la barrera pero es inferior al pasivo (ecuación 13).

pasivo nominal  $V < F$ , incurriendo igualmente en *default* es igual a 16.15% (ecuación 13). La probabilidad total de insolvencia<sup>13</sup> es de 63,71%. Nuevamente se presenta la tabla de datos como resultado del análisis de sensibilidad de la probabilidad de insolvencia total (ecuaciones 12 y 13) en relación a las variables volatilidad ( $\sigma_d$ ) y a los plazos de vencimiento de las deudas. Un análisis similar se realizó entre el valor del patrimonio con respecto a la volatilidad y los plazos.

Tabla 4. Análisis de sensibilidad de la probabilidad de insolvencia  
(ecuaciones 12 y 13)  
(filas volatilidad del activo, columnas horizonte de tiempo)

<b>63.71%</b>	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1	2.2%	9.2%	25.4%	40.7%	53.0%	62.2%	69.3%	74.8%	79.1%	82.5%
5	7.8%	26.6%	54.2%	70.9%	80.7%	86.9%	90.9%	93.5%	95.4%	96.7%
10	9.8%	33.4%	<b>63.7%</b>	79.6%	88.1%	92.8%	95.6%	97.3%	98.3%	99.0%

Fuente: Elaboración propia.

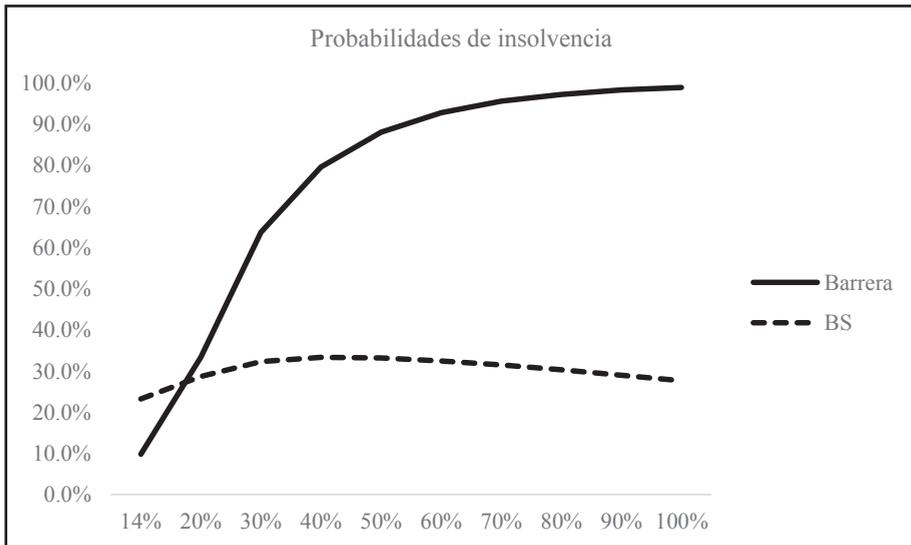
Tabla 5. Análisis de sensibilidad del valor de la opción  
(ecuaciones 1 y 5)  
(filas volatilidad activo, columnas horizonte de tiempo)

<b>29.42</b>	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1	21.12	21.97	24.07	25.77	26.92	27.69	28.21	28.57	28.83	29.02
5	25.06	27.40	29.44	29.84	29.68	29.35	28.99	28.64	28.33	28.05
10	26.73	28.64	<b>29.42</b>	28.73	27.79	26.91	26.16	25.53	25.02	24.59

Fuente: Elaboración propia.

Las Tablas precedentes muestran como el modelo se ajusta a la lógica de los negocios ya que niveles de riesgo excesivos atentan contra el valor. Los agentes perciben a la firma altamente riesgosa y con probabilidades significativas de presentar dificultades financieras. En el ejemplo, para niveles de volatilidad correspondientes a los activos de la firma mayores a 60%, el valor de  $E$  disminuye producto de un incremento en las proba-

Gráfica 1: probabilidades de insolvencia (eje vertical) versus volatilidad (eje horizontal) modelos BS y Barrera



Fuente: Elaboración propia.

bilidades de insolvencia de la firma. La Gráfica 1 ilustra la aseveración precedente;

En la Gráfica 1 se observa el crecimiento de las probabilidades de insolvencia relativo a incrementos en los niveles de volatilidad del activo de la firma. Como resultado se puede argumentar que utilizar las opciones barrera como réplica del valor del patrimonio de una empresa se ajusta mejor a la lógica de la toma de decisiones en el proyecto. Se genera un equilibrio entre las decisiones de los administradores, quienes no se verían tentados de incorporar proyectos altamente riesgosos. Los resultados del modelo guardan la lógica de proteger los intereses de los proveedores de fondos. El impacto marginal incremental en el riesgo total del negocio al invertir en proyectos altamente volátiles, produce una reducción del valor de los activos por debajo del nivel de insolvencia (barrera). Esta situación conduce a una destrucción de valor, tanto para propietarios así como para acreedores. Adicionalmente, respecto a estos últimos, se pone en peligro la capacidad de repago de deuda de la firma, ya que las probabilidades de insolvencia se ven incrementadas.

### 3. Aplicación del modelo en los casos YPF S.A y ALUAR S.A

En esta sección se aplica el modelo a dos empresas que operan en el mercado de capitales argentinos. Éstas son: a) YPF sociedad anónima de capitales mixtos mayoritariamente estatales, dedicada al negocio de la exploración, explotación y refinamiento de petróleo y b) ALUAR sociedad anónima de capitales privados del sector siderúrgico. La capitalización de mercado de las firmas representa el valor del patrimonio neto ( $E$ ) y los pasivos contables informados en los estados contables se asimila a la deuda exigible ( $F$ ), del tipo bono cupón cero. La tasa de rendimiento de los activos ( $\mu$ ) surge de calcular el ROA, en este caso como el cociente entre el resultado operativo después de impuestos y el total de activos. La tasa de pago de dividendos ( $q$ ), surge del cociente entre los dividendos pagados a los accionistas ordinarios para el periodo objeto de valuación y el resultado neto de la firma en dicho lapso. El tipo libre de riesgo se estimó a partir del rendimiento de las notas del tesoro EE.UU a 10 años de 1,75% más EMBI Argentina, de 453 puntos totalizando una tasa de 6.28%.<sup>14</sup>

A continuación se listan los datos correspondientes a las variables relevantes de las firmas objeto de estudio al 30 de diciembre de 2015. Todos los datos en miles de dólares estadounidenses.<sup>15</sup>

YPF S.A: a) la capitalización de mercado ( $E$ ) asciende a 7.565.000 u\$ miles; b) los pasivos totales ( $F$ ) 15.954.524 a u\$ miles; c) los activos a valor contable son de 24.506.933 u\$ miles, d) el resultado de las actividades ordinarias después de impuestos asciende a 1.039.835 miles u\$; e) la razón de apalancamiento financiero ( $P/PN$ ) es de 1,87; f) los dividendos ordinarios<sup>16</sup> tienen un valor medio, durante el periodo 2015 a 2006, de 898 495 miles u\$; siendo en el 2015 de 54.254 miles u\$.<sup>17</sup>

<sup>14</sup> Fuente <http://www.ambito.com/economia/mercados/riesgo-pais/> a partir de los indicadores.

<sup>15</sup> YPF código de actividad principal US SIC 138 (petróleo, combustibles y exploración) identificación BvD AR 30-54668997-9, ALUAR código de actividad principal US SIC 333 (metales primario) identificación BvD AR 30-52278060-6 fuente base de datos Orbis BvD (<https://orbis.bvdinfo.com>) Fuente [https://orbis.bvdinfo.com/version2016219/Report.serv?\\_CID=529&context=URULC763WYE9SOO&SeqNr=0](https://orbis.bvdinfo.com/version2016219/Report.serv?_CID=529&context=URULC763WYE9SOO&SeqNr=0).

<sup>16</sup> En miles de dólares 1.619.000 (2006); 775.000 (2007); 0 (2008); 2.705.000 (2009); 1.295.000 (2010); 1.123.000 (2011); 1.299 (2012); 61.826 (2013); 50.146 (2014); 54.254 (2015).

<sup>17</sup> Se puede observar como la firma se encontraba sujeta a girar remesas de dividendos al exterior a sus accionistas privados hasta el 2011, periodo en el cual opera la expropiación de la firma de parte del Estado Argentino.

ALUAR S.A: a) la capitalización de mercado ( $E$ ) asciende a 1.879.000 miles u\$; b) pasivos ( $F$ ) ascienden 403.446 miles u\$; c) activos a valor contable son de 1.217.230 miles u\$; d) el resultado de las actividades ordinarias después de impuestos es de 145.366 de miles u\$; e) la razón de apalancamiento financiero asciende a 0,21, f) los dividendos ordinarios<sup>18</sup> en promedio (2015-2006) son de 32.584 miles u\$; siendo para el 2014 de 14.108 miles u\$.

Tanto el valor teórico de los activos de la firmas ( $V$ ) como sus volatilidades  $\sigma_A$ ; son dos variables no observables directamente en los precios de mercado. La solución técnica para la estimación de  $V$ , consistió en iterar sobre la ecuación 1. La restricción establecida es suponer que el valor del *call* es igual a la capitalización bursátil de la firma ( $E$ ),<sup>19</sup> suponiendo que los valores de mercado son una medida aproximada del verdadero valor del capital accionario de la empresa. Para estimar la volatilidad de los activos se optó por una sencilla solución: se toma como dato inicial la volatilidad de la acción y luego se quita el efecto de la estructura de capital, a partir de la siguiente expresión,  $\sigma_A = \sigma_E \frac{E}{E+F}$ , (Schwert, 1989). En la Tabla 6 se presentan los valores correspondientes a las variables principales que actúan como insumos del modelo;

Tabla 6: Datos de las empresas seleccionadas como unidades de análisis

Variables	YPF	ALUAR	Variables	YPF	ALUAR
$V$	\$ 30,905,060.80	\$ 5,647.597.06	$\sigma$	24.43%	16.46%
$E$	\$ 8,552,409.00	\$ 1,879,000.00	$r$	6.28%	6.28%
$F$	\$ 15,954,524.00	\$ 403,446.00	$T$	10	10
<i>Activos contables</i>	\$ 24,506,933.00	\$ 2,282,446.00	$B$	\$ 11,168,166.80	\$ 282,412.20
$\mu$	5.82%	11.90%	$q$	5.22%	9.70%

Fuente: orbis.bdv.info.com y elaboración propia

<sup>18</sup> En miles de dólares 9.382 (2006); 97.612 (2007); 19.238 (2008); 10.598 (2009); 14.696 (2010); 53.696 (2011); 52.717 (2012); 21.206 (2013); 14.108 (2014).

<sup>19</sup> El procedimiento consistió en introducir los valores relativos al resto de las variables, y mediante un proceso iterativo se obtuvo el valor objetivo de los activos, usando el menú datos, buscar objetivo de la planilla de cálculo Microsoft Excel®.

Las Tablas 7, 8, 9 y 10 calculan las probabilidades de insolvencia y valor del patrimonio neto aplicando la versión *naïve* del modelo de Merton (1974). Las dos primeras arrojan los resultados correspondientes al análisis de sensibilidad de la probabilidad de insolvencia de las firmas analizadas ante incrementos en el horizonte temporal y la volatilidad.

Tabla 7. YPF S.A. Análisis de sensibilidad de la probabilidad de insolvencia (ecuación 4)  
(filas volatilidad activo, columnas horizonte de tiempo)

<b>33.81%</b>	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1	0.00%	0.03%	0.88%	3.09%	5.66%	7.90%	9.63%	10.86%	11.68%	12.16%
5	14.51%	21.44%	27.07%	29.27%	29.93%	29.79%	29.20%	28.34%	27.31%	26.17%
10	27.92%	32.25%	34.81%	35.19%	34.67%	33.72%	32.53%	31.20%	29.80%	28.36%

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 8. ALUAR S.A. Análisis de sensibilidad de la probabilidad de insolvencia (ecuación 4)  
(filas volatilidad activo, columnas horizonte de tiempo)

<b>3.44%</b>	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.03%	0.08%
5	0.00%	0.22%	2.37%	5.77%	8.86%	11.19%	12.81%	13.85%	14.44%	14.69%
10	1.73%	6.31%	13.50%	18.02%	20.56%	21.87%	22.41%	22.44%	22.13%	21.60%

Fuente: Elaboración propia.

Comparando los resultados correspondientes a las empresas se aprecia que YPF presenta una mayor probabilidad de insolvencia que ALUAR. Si se busca una conexión con los factores fundamentales de las empresas el resultado es coherente, ya que la primera empresa recién emerge de un proceso de reestructuración del capital y deuda, con una proporción de apalancamiento ( $P/PN$ ) de 1.87 al 2015.<sup>20</sup> Por el contrario ALUAR es una empresa

<sup>20</sup> El apalancamiento hace que en términos cuantitativos la barrera sea superior, por lo que se incrementa proporcionalmente las probabilidades de no ejercicio de la opción.

con estructura de capital estable y baja proporción de endeudamiento, de hecho ésta asciende a sólo 0.21. No obstante, en ambos casos se verifica que a medida que se incrementa el riesgo del negocio, las probabilidades de insolvencia disminuyen producto del impacto positivo que la variable volatilidad tiene sobre el valor de un *call* europeo. A riesgo de ser reiterativos, vale destacar que esta situación a menudo no se corresponde con el funcionamiento lógico de los activos reales, donde mayor volatilidad se puede traducir en un incremento del riesgo del negocio, explicado por problemas de excesivos apalancamientos operativos (costos fijos), características del mercado (bajas barreras de entrada y altas barreras de salida), tecnología obsoleta, existencia de competidores potenciales y sustitutos, etcétera.

Tabla 9. YPF S. A. Análisis de sensibilidad del valor de la opción (ecuación 1) (filas volatilidad activo, columnas horizonte de tiempo)

<b>9,060</b>	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
1	14,350	14,350	14,377	14,508	14,775	15,155	15,619	16,141	16,699
5	11,357	11,306	11,814	12,601	13,452	14,282	15,055	15,755	16,380
10	8,479	8,747	9,499	10,283	10,979	11,561	12,040	12,440	12,786

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 10: ALUAR S.A Análisis de sensibilidad del valor de la opción (ecuación 1) (filas volatilidad activo, columnas horizonte de tiempo)

<b>1,883</b>	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
1	4,748	4,748	4,748	4,748	4,748	4,748	4,748	4,748	4,749
5	3,190	3,185	3,135	3,061	2,999	2,959	2,936	2,926	2,926
10	1,910	1,840	1,737	1,681	1,655	1,645	1,646	1,652	1,663

Fuente: Elaboración propia.

---

Un trabajo interesante es determinar la correlación que existe entre apalancamiento, solvencia y rendimiento frente a probabilidades de quiebra obtenidas de estos modelos.

Las Tablas 9 y 10, presentan los resultados del análisis de sensibilidad sobre el valor del patrimonio de las firmas en relación al horizonte de tiempo y volatilidad. Nuevamente se verifican las relaciones positivas entre valor y volatilidad propias de asimilar el patrimonio de las empresas a un simple *call* europeo. Las Tablas 11 y 12 exponen los resultados correspondientes al conjunto de ecuaciones utilizadas para estimar el valor de la opción barrera del tipo *cdo*.

Tabla 11. Valor E YPF S.A. Opción barrera *cdo*

(ec.6)	$\lambda$	0.6007
(ec.7)	$y$	-1.3152
(ec.5)	<i>cdi</i>	\$ 64,313.24
(ec.1)	<i>c</i>	\$ 9,060,924.42
	<b><i>cdo</i></b>	<b>\$ 8,996,611.17</b>

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 12: valor E ALUAR S.A. Opción barrera *cdo*

(ec.6)	$\lambda$	1.3115
(ec.7)	$y$	-5.7556
(ec.5)	<i>cdi</i>	-\$0.0001903
(ec.1)	<i>c</i>	\$1,883,477.42
	<b><i>cdo</i></b>	<b>\$1,883,477.42</b>

Fuente: Elaboración propia.

Para corroborar el funcionamiento del modelo se procede a realizar análisis de sensibilidad similar sobre las probabilidades de insolvencia. Al comparar las Tablas 13 y 14 con los resultados de las tablas 7 y 8, se aprecia que las probabilidades de quiebra presentan una relación directa con los aumentos en los niveles de riesgo. Nuevamente, al realizar una conexión con los factores fundamentales de la empresa, la mayor probabilidad de cesa-

ción de pagos correspondiente a YPF S.A, con respecto a ALUAR S.A, puede explicarse parcialmente por el alto grado de endeudamiento de la primera firma.

Tabla 13: YPF SA. Análisis de sensibilidad de la probabilidad de insolvencia (ecuaciones 12 y 13) (filas volatilidad activo, columnas horizonte de tiempo)

33.35%	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1	0.00%	0.06%	1.90%	7.14%	14.28%	22.16%	30.18%	37.94%	45.19%	51.79%
5	2.01%	9.43%	26.68%	43.79%	57.93%	68.80%	76.93%	82.97%	87.45%	90.77%
10	8.06%	22.19%	46.34%	64.61%	76.91%	84.98%	90.27%	93.73%	95.99%	97.46%

Fuente: Elaboración propia.

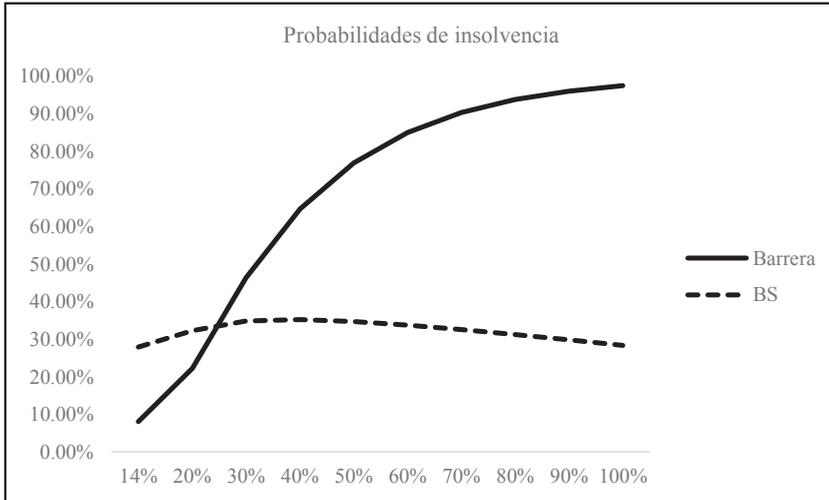
Tabla 14: ALUAR SA. Análisis de sensibilidad de la probabilidad de insolvencia (ecuaciones 12 y 13) (filas volatilidad activo, columnas horizonte de tiempo)

0.00001%	14%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.03%	0.18%	0.64%	1.65%
5	0.00%	0.00%	0.01%	0.45%	3.19%	9.81%	19.81%	31.56%	43.48%	54.53%
10	0.00%	0.00%	0.59%	6.00%	18.74%	35.31%	51.59%	65.38%	76.09%	83.95%

Fuente: Elaboración propia.

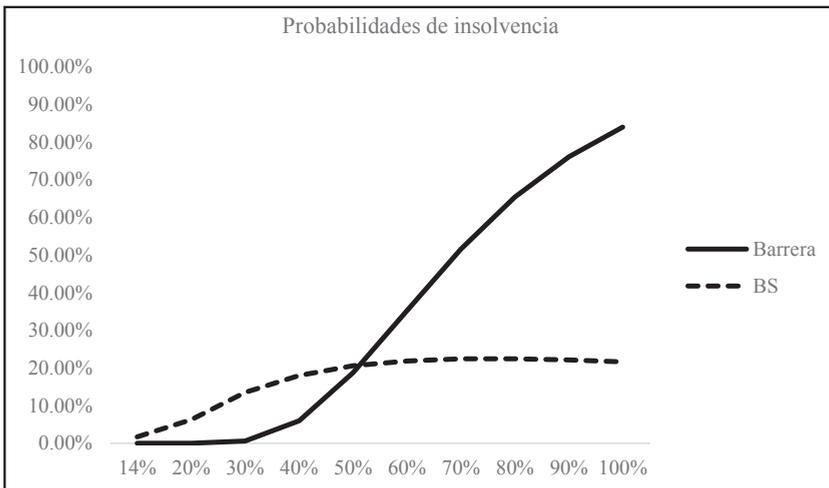
Para ambas empresas, los resultados del análisis de sensibilidad indican que la opción barrera arroja valores de probabilidades de *default* crecientes a mayor volatilidad. De la inspección de la forma de la curva, que surge de relacionar las probabilidades de insolvencia (variable dependiente) y la volatilidad (variable independiente) en las Gráficas 2 y 3, se aprecia un comportamiento diferenciado entre las firmas. YPF presenta una forma cóncava y decreciente ante incrementos de volatilidad, por el contrario ALUAR presenta una curva es convexa, revirtiendo a una forma cóncava con tasa creciente, con cambios de signo frente a niveles de volatilidad >90%, (véase Gráficas 2 y 3).

Gráfica 2: YPF S.A. Probabilidades de insolvencia (eje vertical) versus volatilidad (eje horizontal). Modelos BS y Barrera



Fuente: Elaboración propia.

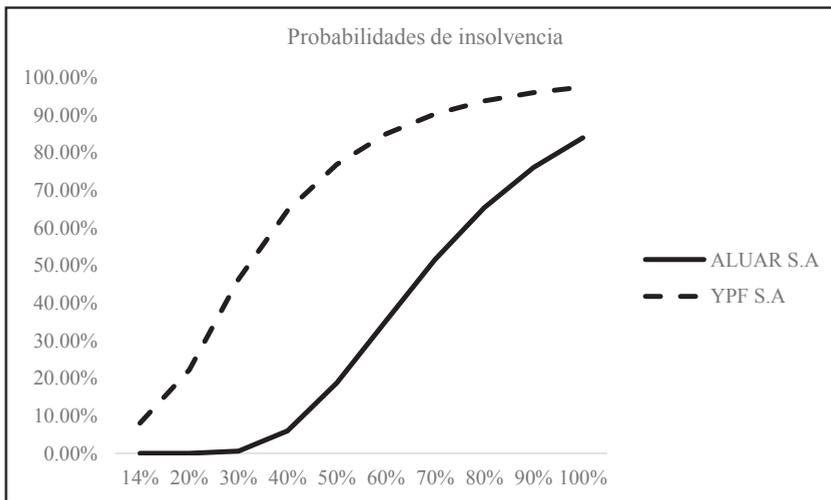
Gráfica 3: ALUAR S.A. Probabilidades de insolvencia (eje vertical) versus volatilidad (eje horizontal) modelos BS y Barrera.



Fuente: Elaboración propia.

En la Gráfica 4 se contrasta el comportamiento diferencial entre la curva de *default* correspondiente a YPF y la propia de ALUAR. La primera empresa presenta mayores probabilidades, pero con un comportamiento estrictamente creciente con pendiente decreciente. Por su parte, ALUAR presenta un comportamiento convexo pero con tasas crecientes.

Gráfica 4. YPF S.A versus ALUAR S.A probabilidades de insolvencia (eje vertical) versus volatilidad (eje horizontal)



Fuente: Elaboración propia.

Estos resultados abren un abanico de temas a ser profundizados en futuras investigaciones como: a) definir un patrón descriptivo de las curvas de *default* individuales y agregadas por sector; b) relación estimadas mediante regresiones entre series de tiempo de probabilidades de *default* y fundamental o ratios estructurales (rendimiento sobre los activos (ROA), razón de endeudamiento; apalancamientos operativos y financieros) por firma y sectorial; c) modelos para estimar puntos de máximo valor y mínima volatilidad de las firma y el sector, ante incrementos marginales en el riesgo de los activos.

## Conclusiones

Asimilar el patrimonio neto de la firma a una opción de compra aporta una visión dinámica relativa al valor y riesgo de insolvencia de la firma. El modelo de Merton se constituye en el primer aporte sobre el tema, éste presenta complejidades desde el punto de vista computacional en la determinación del valor correspondiente a variables como el valor del activo y su riesgo. Alternativamente a la versión de Merton, surge el modelo *naive* de Bharath y Shumay caracterizado por su simplicidad en la estimación de los *inputs* del modelo y su capacidad predictiva de fracasos financieros, a la luz de la evidencia empírica recolectada por los autores. La principal debilidad de estos modelos consiste en suponer que el patrimonio de una empresa se puede asimilar, de manera directa, a una opción de compra simple, ya que en ésta clase de derivados, la volatilidad tiene una relación positiva con el valor de la opción. La interpretación cruda de los resultados arrojados por este tipo de modelos, por parte del administrador de riesgos, puede conducir a situaciones donde, en aras de incrementar el valor del patrimonio, se justifique la inversión en proyectos de inversión de alta volatilidad que incrementen el riesgo total de la cartera de inversiones de la empresa.

Considerando las razones expuestas, se propone trabajar con opciones exóticas del tipo barrera siguiendo el modelo de Reitz y Perlich, pero adaptado a un formato sencillo (*naive*) con el fin de: a) incorporar los efectos negativos producto de la excesiva volatilidad, cuando el valor de los activos de la firma cae debajo de un nivel considerado *peligroso* para la salud financiera de la firma; b) aplicar de una forma sencilla el modelo y c) obtener un modelo alternativo para la valuación del patrimonio de una firma y estimar la salud financiera de la misma en el mediano y largo plazo. Tanto en el ejemplo hipotético como en los casos estudiados, los resultados obtenidos mediante el análisis de sensibilidad, ponen de manifiesto cómo el modelo se ajusta mejor a la realidad de los negocios, en donde no es correcto suponer estrictamente que incrementos en la volatilidad impactan positivamente en el valor y probabilidad de insolvencia. Para niveles significativos de riesgo, la estructura de opciones barrera corrige dicha situación, ajustando a la baja el valor del patrimonio e incrementando el riesgo. Como desventaja, cabe señalar que el modelo debe lidiar con *inputs* que no se obtienen directamente en el mercado, como el caso de la volatilidad y el valor intrínseco de los activos de la firma; además de suponer un proceso estocástico del tipo geométrico browniano en la evolución del valor. No obstante, las limitaciones indicadas

pueden subsanarse afinando los métodos de estimación de las variables o el proceso estocástico propuesto para el activo.

A la luz de los resultados obtenidos con este modelo se plantean un conjunto de líneas futuras de investigación como, la determinación del comportamiento de la función de *default* individual y agregada, tomando como variable independiente el riesgo de la firma y relaciones temporales entre probabilidades de *default* y fundamental o proporciones estructurales, entre otros. Los resultados de las investigaciones propuestas enriquecerán el presente modelo, dotándolo de eficacia en sus usos como la predicción de fracasos financieros y como alternativa complementaria a las existentes en los procesos de valoración de firmas.

## Referencias bibliográficas

- Altman, E. (1968). "Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy". *Journal of Finance*, 4, pp. 589-609.
- Altman, E. (1993). *Corporate Financial Distress and Bankruptcy*. (Second ed.), New York, United State, Wiley Finance.
- Altman, E y Kishore, M. (1996). "Almost everything you wanted to know about recoveries on default bonds". *Financial Analyst Journal* (52), pp. 57-64.
- Bharath, S y Shumay T. (2008). "Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model". *Review of Finance Studies*, 21, pp. 1339-1369.
- Black, F y Scholes, M. (1972). "The Valuation of Options Contracts and a Test of Market Efficiency". *Journal of Finance*, pp. 399-418.
- Black, F y Scholes, M. (1973). "The Pricing of Options and Corporate Liabilities". *Journal of Political Economy*, pp. 637-659.
- Brennam, M. y Schwartz, E. (1985). "Evaluating Natural Resources Investment". *Journal of Business*, 58, pp. 135-157.
- Brockman, P y Turtle, H. (2003). "A Barrier Option Framework for Corporate Security Valuation". *Journal of Financial Economics*, 67, pp. 511-529.
- Chen, W y So L. (2014). "Validation of the Merton Distance to the Default Model under Ambiguity". *Journal of Risk and Financial Management*, 7, pp. 13-27.
- Copeland, T. y Antikarov, V. (2001). *Real Options* (1 ed.), New York: Texere LLC.
- Copeland, T. y Tufano, P. (2004). "A Real World to Manage Real Options". *Harvard Business School Review*, 82, pp. 90-99.

- Crosbie, P y Bohn J. (2002). *Modeling default risk*. San Francisco, United State: KMV Corporation.
- Daouk, H y Ng D. (2011). "Is unlevered firm volatility asymmetric?" *Journal of Empirical Finance*, 18, pp. 634-651.
- Dixit, A. y Pindyck, R. (1994). *Investment under Uncertainty* (1 ed.), New Jersey: Princeton University Press.
- Haug Gaarder, E. (2007). *Derivatives: Models and Models* (1 ed.), Chichester : John Wiley & Sons.
- Hillegeist, S., Keating, E., Cram, D. y Lundstedt, K. (2004). "Assesing the probability of bankruptcy". *Review of Accounting Studies*, 9, pp. 5-34.
- Hull, J. (2005). *Futures, Options and other Derivatives* (5 ed.), New Jersey: Prentice Hall.
- Ingersoll, J. y Ross, S. (1992). "Waiting to Invest: Investment andr Uncertainty". *Journal of Business*, 65, pp. 1-29.
- Keema, A. (1988). *Options in Real and Financial Markets*. Working Paper Ph.D diss, Erasmus University, Finance, Erasmus.
- Kodukula, P. y Chandra, P. (2006). *Project Valuation using Real Options: A practitioner's guide*. USA: J Ross Publishing.
- Kulatilaka, N. y Trigeorgis, L. (1994). "The General Flexibility To Swicht: Real Options Revisited". *International Journal of Finance*, 2, pp. 123-145.
- Kulatilaka, N. (1988). "Valuing the Flexibility of Flexible Manufacturing Systems". *IEEE Transactions in Engineering Management*, 22, pp. 250-257.
- Margrabe. W. (1978). "The Value of an Option to Exchange one Asset for Another". *Journal of Finance*, 33, pp. 177-186.
- Mc Donal, R. y Siegel, J. (1986). "Investment and the Valuation of Firms when here is an Option to Shut Down". *International Economic Review*, 26, pp. 321-349.
- Mason, S. y Merton, R. (1985). "The Role of Contingent Claims Analysis in Corporate Finance". En Varios, *Recent Advances in Corporate Finance*. New York: Homewood Irwin.
- Merton, R. (1973). "The Theory of Rational Options Princing". *Bell Journal of Economics and Management Science*, pp. 141-183.
- Merton, R. (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates". *Journal of Finance*, 29, pp. 449-470.
- Milanesi, G. (2013). "El modelo binomial borroso y la valuación de opciones reales: el caso de valuación de un contrato de conseción para la explotación petrolera". *Estocástica: Finanzas y Riesgo*, 3(2), pp. 95-118.

- Myers, S. y Majd, S. (1990). "Abandonment Value and Project Life". *Advances in Futures and Options Research*, 4, pp. 1-21.
- Myers, S. (1977). "Determinants of Corporate Borrowing". *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 147-176.
- Num, J. (2015). *Real Options Analysis (Third Edition): Tools and Techniques for Valuing Strategic Investments and Decisions with Integrated Risk Management and Advanced Quantitative Decision Analytics* (3 ed.). CreateSpace Independent Publishing Platform.
- Nielsen, L. (1992). Understanding  $N(d_1)$  and  $N(d_2)$ : Risk adjusted probabilities in the Black-Scholes model. working paper, 1-16. Recuperado el 20 de 11 de 2014, de <http://www.ltnielsen.com/wp-content/uploads/Understanding.pdf>.
- Paddock, J., Siegel, D. y Smith, J. (1988). "Option Valuation of Claims on Physical Assets: The Case of Offshore Petroleum Lease". *Quarterly Journal of Economics*, 103, pp. 479-508.
- Reiz, A. y Perlich C. (2007). "A Market-Based Framework of Bankruptcy Prediction". *Journal of Financial Stability*, 3(2), pp. 85-131.
- Schwert, W. (1989). "Why do stock market volatility change over time?" *Journal of Finance*, 44, pp. 1115-1153.
- Smit, H. (1996). "The Valuating of Offshore Concessions in the Netherlands". *Financial Management*, 26, pp. 5-17.
- Smith y Nau, (1995). "Valuing Risky Projects: Option Pricing Theory and Decision Analysis". *Management Science*, Vol. 41, Issue 5 (May, 1995), pp. 795 – 816.
- Smit, H. y Trigeorgis, L. (2004). *Strategic Investment: Real Options and Games* (1 ed.). New Jersey, Estados Unidos: Princeton University Press.
- Trigeorgis, L. y Mason, S. (1987). "Valuing Managerial Flexibility". *Midland Corporate Finance*, 5, pp. 14-21.
- Trigeorgis, L. (1988). "A Conceptual Options Framework for Capital Budgeting". *Advances in Futures and Options Research*, 4, pp. 145-167.
- Trigeorgis, L. (1993). "Real Options and Interactions with Financial Flexibility". *Financial Management*, 22, pp. 202-224.
- Trigeorgis, L. (1997). *Real Options: Managerial Flexibility and Strategy in Resource Allocations* (2 ed.). Cambridge: MIT Press.
- Vasicek, O. (2001). *EDF credit measure and corporate bond pricing*. San Francisco, United State: KMV corporation.

# Mercado Integrado Latinoamericano (MILA): un análisis de integración financiera y volatilidades

## Latin American Integrated Market (MILA): An Analysis of Financial Integration and Volatilities

---

Francisco Javier Reyes Zárate\*

(Fecha de recepción: 9 de junio de 2016, Fecha de aceptación: 2 de agosto de 2016)

### RESUMEN

El presente trabajo se enfoca en el análisis de la volatilidad y su relación con la integración de los mercados bursátiles emergentes de las economías que representan el Mercado Integrado Latinoamericano (MILA). Para lograr lo anterior, se aplicaron modelos econométricos multivariados que presuponen ser más conservadores y precisos en la estimación de matrices de varianzas dinámicas para la detección de la volatilidad condicional. La participación de México ha permitido que este mercado evolucione de una manera más rápida, lo cual crea mejores oportunidades de desarrollo económico regional bajo el contexto de la globalización financiera. Se analizan los principales índices financieros representativos de estas economías. Los resultados obtenidos sugieren que se presenta el efecto contagio debido a la correlación parcial positiva entre los rendimientos, sin embargo las correlaciones cruzadas dinámicas obtenidas permiten considerar oportunidades de inversión, mejores y más atractivas en portafolios con activos de este mercado bajo la premisa de obtener rendimientos altos y riesgos mínimos, esto contribuye, entre otros aspectos, a una administración de riesgos eficiente mediante un mejor proceso de toma de decisiones.

Clasificación JEL: C3, C16, C51, G15.

**Palabras clave:** volatilidad, México, Perú, Colombia, Chile, modelos econométricos, modelo GARCH multivariado, MILA.

### ABSTRACT

*The purpose of this paper is to analyze the volatility and its relation to the integration of emerging stock markets of the economies that represents the Latin American Integrated Market (Mercado Integrado Latinoamericano, MILA). Multivariate econometric models*

---

\* Posgrado de Economía, Facultad de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México.  
javier@economia.unam.mx.

El autor agradece los comentarios y sugerencias de evaluadores anónimos.

*are applied which assume greater conservatism and precision for estimating dynamic matrixes to detect conditional volatility variances. Mexico's participation has allowed this market to evolve more quickly, which creates better opportunities for regional economic development under the context of financial globalization. The main representative financial indexes of these economies are analyzed, the results obtained suggest the presence of contagion effect due to the positive partial correlation between returns, however the dynamic cross-correlations obtained make it possible to consider better investment opportunities in portfolios using this market's assets under the premise of high returns and minimum risks, this will contribute, among other things, to a more efficient financial risk management through a better decision making process.*

*JEL Classification: C3, C16, C51, G15.*

**Keywords:** *volatility, Peru, Mexico, Colombia, Chile, econometric model, multivariate GARCH model, risk management, MILA.*

## Introducción

Una premisa fundamental de los mercados financieros en la escala mundial es fungir como un medio facilitador de recursos entre los inversionistas, quienes buscan estos mercados para realizar estrategias de cobertura, de arbitraje o simplemente para obtener ganancias mediante la especulación. Por otra parte, los demandantes de estos mercados están conformados por todos aquellos agentes interesados en conseguir financiamiento y liquidez para hacer frente a proyectos y pasivos, entre otras actividades. Durante las últimas tres décadas la tendencia global se ha vertido sobre la integración de los mercados, especialmente en la integración de los mercados de capitales. Las ventajas de dicha integración vinculadas con el avance tecnológico<sup>1</sup> han permitido el desarrollo de los sectores financieros en los bancos y mercados, lo cual demuestra el mejoramiento de la competitividad debido a la disminución de barreras de entrada, liberalización de mercados, libre movilización de capitales y desregulación (Figueroa, 2014). Chee y Kim (2006) analizan el impacto de las regiones comerciales sobre la integración de los mercados accionarios encontrando efectos adversos en algunos bloques comerciales

---

<sup>1</sup> El avance tecnológico ha permitido la interconexión directa, rápida y eficiente entre mercados, unificando sistemas de liquidación y compensación de operaciones, haciendo mayormente eficiente tanto la negociación con servicios integrados como la relación entre los riesgos y los rendimientos de los portafolios de inversión internacionales (Ruiz, 2014).

cuando las economías no están desarrolladas completamente, esto conlleva a la existencia de regionalización (garantizando el agrupamiento de fuentes y recursos financieros), pero no necesariamente implica la globalización (o el desarrollo) de sus mercados financieros.<sup>2</sup>

La integración de las economías en un bloque regional también requiere de varias etapas y procesos a seguir durante su maduración. Las reformas requieren de modificaciones en los procesos legales como los convenios y acuerdos, así como una adecuada coordinación de las políticas monetaria y fiscal en cada economía implicada. En este contexto el mercado Integrado Latinoamericano (MILA) parte de un acuerdo en el año 2011 entre los mercados financieros de las economías emergentes de Chile, Colombia y Perú a fin de tener un mercado regional para negociar títulos de renta variable entre las tres economías y crear oportunidades para los inversionistas e intermediarios.<sup>3</sup> En 2014, México es añadido a este mercado y a partir de este momento comienza una nueva etapa de desarrollo. A diferencia de otros tratados y acuerdos comerciales internacionales, este mercado es creado ex profeso con el fin de realizar transacciones financieras y bursátiles, lo cual podría aprovecharse para apuntalar este mercado como uno de los principales a nivel internacional.

Por otra parte, estadísticamente la correlación entre los rendimientos de activos financieros ha sido una parte importante en varios estudios de carácter financiero con diferentes enfoques con el objetivo de medir la existencia de parsimonia que satisfaga las restricciones de las matrices de correlaciones variantes en el tiempo (Ruey, 2006); uno de estos enfoques se realiza mediante el uso y aplicación de modelos econométricos multivariados GARCH.

En general, los modelos econométricos multivariantes generalizados autoregresivos heteroscedásticos (MGARCH) son utilizados para el análisis de asignación de precios y distribución de activos financieros, los cuales dependen de las covarianzas en el caso de portafolios de inversión y del vínculo de dicha distribución de activos con la proporción óptima de coberturas. Bollerslev *et. al.*, (1988), Tse y Tsui (2001) y de forma más reciente López y Ortiz (2011) así como Reyes y Ortiz (2013), entre otros autores, proveen

---

<sup>2</sup> Lo anterior implica que la restricción del financiamiento externo reduzca la eficiencia del precio del riesgo en los mercados emergentes debido a la baja liquidez del mercado.

<sup>3</sup> Para mayores detalles, consúltese el sitio Web en <http://www.mercadomila.com/>

aplicaciones con ejemplos de los enfoques multivariados GARCH. Por su parte, los estudios de López *et. al.*, (2009), Reyes (2015) así como Ruiz y Ruiz (2015) evidencian que los modelos MGARCH han aportado interesantes hallazgos en el análisis de la matriz de correlación y la transmisión de la volatilidad en estudios de riesgo de contagio.

Según Santillán *et. al.*, (2016), la teoría de la integración de los mercados financieros se conceptualiza por conjuntar fenómenos como el incremento de empresas en múltiples mercados, oferta de servicios crediticios y transacciones financieras transfronterizas sin obstáculos así como la inversión en portafolios con diferentes activos internacionales; bajo esta teoría las oportunidades de arbitraje son escasas al considerarse los costos de transacción ya que existe una desmotivación en la inversión al no existir además barreras que regulen este problema.

El presente trabajo examina las series financieras de los principales índices bursátiles correspondientes a las bolsas de valores del MILA, a fin de obtener hallazgos relevantes en el estudio del fenómeno de la interdependencia entre economías con características similares en teoría, en este caso se trata de mercados emergentes latinoamericanos integrados dada la conducta volátil de sus mercados a raíz de la globalización financiera, para determinar si están presentes efectos tales como riesgos de contagio, así como la existencia de oportunidades para invertir en portafolios con activos de este mercado integrado. También se pretende sugerir una mejor toma de decisiones en la administración de riesgos.

La pregunta específica que se trata de contestar es: ¿existen oportunidades de inversión atractivas en el MILA de acuerdo a la codependencia de activos basada en la correlación parcial y la correlación cruzada dinámica de sus principales índices de precios? La hipótesis a trabajar proyecta a los modelos multivariados GARCH como aquellos que mejor capturan las interacciones de las volatilidades dinámicas entre los mercados debido a que son más conservadores y precisos, permitiendo que las estimaciones sean más eficientes y confiables. Se pretende demostrar que los modelos económicos multivariados presuponen mayor conservadurismo y precisión para la estimación de matrices de varianzas dinámicas para la detección de la volatilidad condicional.

El método empleado consistió en analizar estadísticamente las series de tiempo de rendimiento bursátiles sujetas a estudio y determinar su tendencia mediante la prueba de raíces unitarias; posteriormente se estudiaron los efectos de la volatilidad condicional por medio del análisis de modelos

multivariados GARCH cuyo propósito de aplicación es analizar los co-movimientos en conjunto de las series de activos sujetas a estudio a través de las matrices de correlación dinámica y estimar simultáneamente las volatilidades variantes en el tiempo a fin de permitir, entre otras aplicaciones, un mejor cálculo de las medidas de riesgo financiero, así como la distribución y asignación de los activos financieros.

La estructura del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la primera sección se realiza la revisión de la literatura abarcando la actualidad de los mercados financieros integrados, así como la naturaleza de los modelos multivariados GARCH y su aplicación en otros mercados financieros; también se plantean los aspectos metodológicos de estos modelos y su contribución al desarrollo de la investigación en este campo. La segunda sección examina el aspecto teórico de cada modelo multivariado econométrico partiendo de sus características, y propiedades. En la tercera sección se realiza el análisis empírico mediante la comparación de los rendimientos de los índices bursátiles explicando su comportamiento, su volatilidad y sus asimetrías, considerando el estudio de la estadística descriptiva y los modelos expuestos, se determinó el desempeño que cada uno mostró. La última sección muestra las conclusiones finales.

## 1. Revisión de literatura

Durante la última década del milenio pasado en la academia comienzan a proliferar los estudios respecto a la presencia de asimetrías y volatilidad conjunta en instrumentos accionarios internacionales y que derivan en factores de riesgo de contagio en los mercados financieros internacionales al detectarse algunas regularidades empíricas en los patrones de tendencia de los co-movimientos de series financieras como causa de los principales efectos de la globalización financiera, entre ellos, el proceso heterogéneo de desregulación financiera en economías desarrolladas y emergentes.<sup>4</sup> Destacan en este tema los trabajos de Alonso y Arcos (2006), López *et. al.*, (2009), López y Ortiz (2010), Sosa y Ortiz (2014) y Sosa y Cabello (2014).

---

<sup>4</sup> Tal es el caso de la economía mexicana, cuyo impacto mediante la desregulación y apertura financiera ha sido complicado por ser mediático en un principio (inicio de la década de los noventa) y porque a la fecha no existe una conjunción entre el desarrollo del propio mercado financiero mexicano y su proceso de desregulación, los cuales deberían responder al mismo tiempo (Salinas y Tavera, 2013), esto, a pesar de que existan condiciones de estabilización económica en la mayoría de periodos en los cuales se desee medir la economía mexicana.

En la actualidad el análisis de las características de los mercados financieros es utilizado para su explotación mediante la aplicación de herramientas y métodos de última generación creados por la ingeniería financiera a fin de evaluar de manera más consistente todos aquellos instrumentos o productos financieros individualmente o en un portafolio de inversión. En cuanto a estudios referentes al mercado financiero MILA, la bibliografía es escasa e incompleta a decir de algunos estudios previos a la incorporación de México a este mercado, por este motivo es importante apuntar que el presente estudio intenta aportar elementos que permitan extender el debate en el campo de estudios en el tema de integración regional financiera y estudio de la volatilidad con respecto a las economías emergentes latinoamericanas que conforman el mercado.

Dentro de los estudios en este mercado, existen trabajos como el de Agudelo *et. al.* (2012), que estiman mediante modelos de datos de panel los costos de transacción asociados a la liquidez intra-día de acciones de los mercados del MILA, así como Argentina y Brasil encontrando evidencia de que existen diferencias agudas entre las economías de Chile, Colombia y Perú con respecto a los países de mayor capitalización como son las economías de Brasil, México y Argentina (lo que justifica la integración bursátil de las primeras tres economías para intentar ser competitivas), de tal manera que éstas últimas tienen menores costos de transacción asociados a la liquidez con la actividad bursátil y la volatilidad de los rendimientos accionarios. Romero *et. al.* (2013) analizan los rendimientos históricos de las series a fin de conocer si existe una posible integración financiera, determinando una serie de factores que conllevarán a la diversificación en portafolios de inversión.

Por su parte, Vargas y Bayardo (2013) estudian la integración de los mercados que generan algunos factores internos y externos del mercado concluyendo que existen beneficios si hay una expansión ordenada, contribución del gobierno y calidad en el manejo de información en los rubros contables, por ejemplo. Por último, Sandoval y Soto (2016) analizan mediante modelos econométricos de cointegración la existencia de una relación a largo plazo entre los mercados accionarios del MILA encontrando un resultado positivo que pudiera influir desfavorablemente el efecto diversificador sobre los beneficios de las carteras de inversión a consecuencia del efecto de contagio, aunque cabe destacar que el estudio solamente se hace para las economías de Chile, Colombia y Perú. Hasta el momento no se ha analizado a profundidad en este mercado el impacto de la volatilidad condicional dinámica y sus efectos como una posible oportunidad para la toma de decisiones

en cuanto a la factibilidad para invertir y administrar riesgos financieros en portafolios de inversión, coberturas y arbitraje, entre otras estrategias.

Existen además estudios con respecto de la volatilidad histórica y condicional simulados bajo diferentes escenarios. Para el caso de la aplicación de modelos multivariados GARCH, destaca uno de los primeros trabajos con el tema de modelos multivariantes: Karolyi (1995), analiza los mercados de las economías desarrolladas de Estados Unidos y Canadá, en donde examina la dependencia de corto plazo en los movimientos del precio de los activos de los mercados bursátiles de Toronto *Stock Exchange* y el New York *Stock Exchange* enfocándose en específico en la relación dinámica entre los rendimientos de los índices TSE 300 y el S&P 500. Ruey (2006) revisa los modelos multivariantes proponiendo un enfoque que cumple con los requisitos de parsimonia y satisface la restricción de la matriz de correlación variable en el tiempo como positiva definida aplicada al mercado cambiario internacional demostrando la eficacia de estos modelos que manejan los efectos de apalancamiento (*leverage effect*) y su parsimonia.

En trabajos más recientes, cabe señalar el interés académico por explicar los efectos de la volatilidad condicional en los mercados emergentes; Restrepo (2012), utiliza los modelos GARCH univariados y multivariados para aplicarlos en un portafolio de Valor en Riesgo (VaR) para el caso de rendimientos de acciones del mercado bursátil colombiano concluyendo que los modelos univariados (GARCH (p,q) y EGARCH) tiene un mejor desempeño para la estimación VaR del portafolio que los modelos multivariados GARCH aplicados (DVECH, BEKK y CCC). Reyes y Ortiz (2013), por su parte, parten de la metodología MVARARCH incluyendo a los modelos multivariados y univariados GARCH para aplicarlos a portafolios VaR con ajustes de distribución a series de rendimientos de los principales índices bursátiles de los mercados que componen bloque del TLCAN (Tratado de Libre Comercio de América del Norte); encuentran que existe una fuerte correlación (positiva) entre estos mercados, con lo cual se pueden plantear estrategias de inversión aprovechando que el mercado mexicano fue la economía que, además de ser la única emergente, mostró el mejor desempeño en los portafolios de inversión que sus contrapartes desarrolladas asimismo el modelo multivariado CCC fue el que mejor capturó los co-movimientos que definen las matrices dinámicas diarias definidas (semi) positivas. Por otra parte, Ruiz y Ruiz (2015) analizan la hipótesis de eficiencia de los mercados utilizando los modelos multivariados GARCH con aplicación a series de rendimientos bursátiles mexicanos con tres hallazgos importantes: primero, que el mercado mexi-

cano es ineficiente en forma débil (coincidiendo con Hernández *et al.* (2015); segundo, que hubo una disminución en los mercados a partir de la crisis financiera que comienza en el año 2007; y tercero, los modelos multivariados basados en correlación condicional constante (CCC) son aquellos que mejor describen el comportamiento de los rendimientos. Por último, Reyes (2015) presenta un estudio basado en el análisis de rendimientos de los mercados bursátiles de China y de México aplicando los modelos multivariados GARCH (DVECH, BEKK y CCC), a los rendimientos de los principales índices financieros representativos de sus bolsas de valores; encuentra evidencia de que los mercados se encuentran débilmente asociados, o bien, con correlaciones bajas; además, otro hallazgo se centra en las asimetrías encontradas en los tres mercados chinos y el mercado bursátil mexicano comenzando con las tres bolsas con las que cuenta la economía china actualmente, lo cual es señal de una débil transmisión de volatilidad entre los cuatro mercados además de encontrar que el modelo multivariante CCC es el que mejor comportamiento tuvo para modelar las series financieras utilizadas en su trabajo.

En 1982 Robert F. Engle publicó el método auto-regresivo heteroscedástico (ARCH) aplicado a la tasa de inflación del Reino Unido, pero rápidamente este método tuvo una aplicación en los mercados financieros al ser generalizado por Bollerslev (1986). Los modelos pioneros fueron los GARCH univariados, del cual destaca el modelo GARCH (p,q), el cual tiene como fin examinar la volatilidad condicional de las series de rendimientos financieros a partir de sus rezagos. El manual técnico de *Riskmetrics* (J. P. Morgan, 1996), así como autores pioneros del tema como Jorion (1997) y Johnson (2000), destacan el modelo lineal GARCH como un modelo parsimonioso con capacidad de predecir la volatilidad, tomando en cuenta la caminata aleatoria y los procesos estocásticos observados en las series de rendimientos financieros (Angelidis *et al.*, 2006). Posteriormente el éxito de este modelo permite que otros autores innoven surgiendo así la “familia de modelos univariados GARCH”; entre los cuales destacan TGarch, IGarch, EGarch, Arch-M y una gran serie de modelos propuestos a lo largo del tiempo, Bollerslev, *et al.*, (1992).

Entrado el nuevo milenio, comienza una nueva etapa en la era de modelos GARCH, los cuales se han visto fortalecidos mediante el estudio conjunto de las series de datos implicadas. Las ventajas comparativas respecto de los modelos multivariados GARCH se basan en la posibilidad de obtener estimadores óptimos para construir matrices de varianzas-covarianzas aplicables a los portafolios de inversión y modelos de administración de riesgos; estos

modelos permiten dimensionar, además, la movilidad conjunta de capitales y la interrelación de la volatilidad existente en los mercados financieros, Galván y Cermeño (2009).

## 2. Proceso GARCH multivariante

La volatilidad de las series univariadas fue el foco de muchas investigaciones en cuanto al estudio de series de rendimientos financieros y administración de riesgos, actualmente ha adquirido gran relevancia la modelación de comovimientos de varias series, debido a que muestran dependencia temporal o contemporánea, observándose como componentes de un proceso de vector evaluado (multivariado). La especificación de los modelos GARCH no sugiere una extensión natural para el marco multivariado. Además, la expectativa (condicional) de un vector de tamaño  $m$  es un vector de tamaño  $m$ , pero la varianza (condicional) es una matriz  $m \times m$  (Bauwens *et al.*, 2006).

En el modelo VECH general, cada elemento de  $H_t$  es una función lineal de errores cuadrados rezagados y productos cruzados de los valores de los errores y rezagos de los elementos de  $H_t$ . El modelo es definido como

$$h_t = c + A\eta_{t-1} + G_{ht-1} \quad (1)$$

donde

$$\begin{aligned} h_t &= \text{vech}(H_t) \\ \eta_{t-1} &= \text{vech}(\varepsilon_t \varepsilon_t') \end{aligned} \quad (2)$$

$\text{vech}(\cdot)$  es el operador que vincula la parte triangular más baja de una matriz  $N \times N$  como un vector  $N(N+1)/2 \times 1$ . En tanto que  $A$  y  $G$  son las matrices de parámetros cuadrados de orden  $(N+1)/2$ , con  $c$  como un vector de parámetros  $(N+1)N/2 \times 1$ .

Debido a la problemática de este modelo, solamente aplicado en la práctica para el caso bivariado, Bollerslev *et al.*, (1988) sugiere el modelo VECH diagonal (DVECH) en el cual las matrices  $A$  y  $G$  se asumen diagonales, y cada elemento  $h_{ijt}$  depende solamente de su propio rezago y del valor previo de  $\varepsilon_{it}$ .<sup>5</sup> Para el modelo VECH, el número de parámetros es  $N(N+1)(N(N+1)+1)/2$ ,

<sup>5</sup> Por ejemplo, si  $N=3$ , en el caso del modelo DVECH se tienen  $N=78$  parámetros; en cambio, para el modelo VECH se tienen  $N=12$  parámetros.

en tanto que en el modelo DVECH se tiene  $N(N+5)/2$ . Pero bajo el supuesto de diagonalidad, los sistemas de gran escala son aún fuertemente parametrizados y difíciles de estimar en la práctica, Bauwens, *et al.*, (2006), Anil, (2008), y Lundbergh y Teräsvirta, (2002).

En particular, se definen las matrices  $N \times N$  simétricas,  $A_0$ ,  $G_0$  y  $C_0$  como las matrices implícitas por las relaciones  $A = \text{diag}[\text{vech}(A_0)]$ ,  $G = \text{diag}[\text{vech}(G_0)]$  y  $c = \text{vech}(C_0)$ .<sup>6</sup> El modelo diagonal puede escribirse así:

$$H_t = C_0 + A_0 \odot \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + G_0 \odot H_{t-1} \quad (3)$$

Donde los coeficientes de las matrices  $C_0$ ,  $A_0$ , y  $G_0$  son matrices simétricas  $N \times N$ , y el operador " $\odot$ " es el producto del elemento por elemento (llamado producto Hadamard).<sup>7</sup>

Debido de la dificultad para garantizar la positividad de la matriz  $H_t$  en el modelo VECH sin imponer fuertes restricciones sobre los parámetros,<sup>8</sup> Engle y Kroner (1995) proponen una nueva parametrización para  $H_t$  que impone fácilmente su positividad, esto es, el modelo D-BEKK(1,1,K), el cual es definido como

$$\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_k^* + \sum_{k=1}^K G_k^{*'} H_{t-1} G_k^*$$

<sup>6</sup> Si  $v$  es un vector de dimensión  $n$  entonces  $\text{diag}(v)$  es la matriz diagonal  $n \times n$  con  $v$  en la diagonal principal.

<sup>7</sup> Supongamos dos matrices con las mismas dimensiones, tenemos el producto Hadamard, generalizado para la resolución de matrices como de operadores. El producto Hadamard de dos matrices  $A_0$ , y  $G_0$   $|_{N \times N}$ , denotada como  $A_0 \cdot G_0$  es la matriz  $N \times N$  dada  $A \cdot G_{ij} |_{N \times N} = a_{ij} g_{ij}$ :

$$\begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix} \bullet \begin{bmatrix} e & f \\ g & h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (ae) & (bf) \\ (cg) & (dh) \end{bmatrix}$$

Nótese que el producto Hadamard es una submatriz del producto de Kronecker, en el cual, el resultado de las transformaciones lineales no multiplicativas,  $A \otimes B$ , es el producto tensorial  $V_1 \rightarrow W_1$  y  $V_2 \rightarrow W_2$ .

<sup>8</sup> Gourieoux (op. cit.) proporciona suficientes condiciones para la positividad de  $H_t$ . Estas condiciones son obtenidas escribiendo el modelo para la matriz  $H_t$  por sí misma en lugar de su versión vectorizada.

$$H_t = CC' + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^K A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{jk} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^p G_{jk} 'H_{t-j} G_{jk} \quad (4)$$

Donde C, A y G son matrices NxN pero C es triangular superior. El límite de la sumatoria K determina la generalidad del proceso. Los parámetros del modelo BEKK no representan directamente el impacto de los diferentes términos rezagados sobre los elementos de  $H_t$ , como el modelo VECH. El modelo BEKK es un caso especial del modelo VECH.<sup>9</sup>

Uno de los principales problemas al estimar un modelo VECH y un modelo BEKK, es el alto número de parámetros desconocidos (incluso después de imponer varias restricciones). Por esta razón el uso de estos modelos se limita al análisis de un máximo de tres a cuatro series. Los modelos factoriales y ortogonales tratan de contrarrestar esta dificultad imponiendo una estructura dinámica común en todos los elementos de  $H_t$ , lo cual resulta en modelos con menos parámetros. Bollerslev (1990) propone una clase de modelo MGARCH en el cual las correlaciones condicionales son constantes y así las covarianzas condicionales son proporcionales al producto de las desviaciones estándar condicionales correspondientes. Esta restricción reduce enormemente el número de parámetros desconocidos y simplificar así la estimación. El modelo CCC es definido como:

$$H_t = D_t R D_t = (\rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jjt}}) \quad (5)$$

Donde

$$D_t = \text{diag}(h_{11t}^{\frac{1}{2}} \dots h_{Nt}^{\frac{1}{2}}) \quad (6)$$

$h_{iit}$  puede ser definido como un modelo GARCH univariado.

<sup>9</sup> En el modelo BEKK(1,1,1) el número de parámetros es  $N(5N+1)/2$ . Tanto para reducir este número, y en consecuencia reducir la generalidad, es posible imponer un modelo BEKK diagonal (DVECH), esto es,  $A_k$  y  $G_k$  y en la ecuación (4) son matrices diagonales. Este modelo es también un modelo DVECH aunque es menos general, pero garantiza ser positivo definido mientras DVECH no lo hace.

### 3. Análisis empírico

El estudio empírico abarca un periodo del 2 de enero de 2007 al 30 de diciembre de 2015 con un total de 2,347 datos diarios por cada serie. Los datos fueron obtenidos de *Financial Yahoo!* y *The Wall Street Journal*.<sup>10</sup> Las bases de datos fueron tratadas en la hoja electrónica Excel 2013. El cálculo de los datos perdidos (*missing values*) fue computado con el paquete estadístico SPSS versión 17. El análisis econométrico para la construcción de modelos fue realizado en el paquete EViews 9. El periodo de estudio seleccionado cubre el caso de la crisis financiera conocida como la Gran Recesión, que comienza con el impacto en la economía mundial debido principalmente a los efectos del colapso de la burbuja inmobiliaria en los Estados Unidos conocida por los analistas como la crisis *subprime* (2008-2009) al cual se añadió un problema de crisis alimentaria. A partir de 2008 los efectos de la crisis energética comienzan a gestarse llegando a crecer debido al incremento en los precios en el suministro de fuentes energéticas, lo cual se ve reflejado principalmente entre el periodo 2012-2015.

Los índices financieros son un instrumento informativo para la ejecución de acciones eficaces (González, 1975), y representan el comportamiento general de los precios de los instrumentos financieros que se cotizan en cada bolsa,<sup>11</sup> por esta razón los índices financieros son fieles representantes de la literatura financiera. Los rendimientos de precios  $r_i$  fueron obtenidos mediante la aplicación del logaritmo natural ( $\ln$ ) de los precios en el presente  $P_{t-1}$  con respecto a sus precios anteriores,  $P_{t-1}$ , y multiplicado por cien para obtener los rendimientos porcentuales (ver ecuación 7).

$$r_i = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \cdot 100 \quad (7)$$

En la Tabla 1 se presentan datos anuales del periodo 2007-2015 sobre el producto interno bruto, la capitalización interna de mercado (medida en miles de millones de US dólares) y el número de compañías listadas en los mercados bursátiles de las cuatro economías integrantes del MILA. Como variable macroeconómica el producto interno bruto (PIB) refleja la riqueza

<sup>10</sup> Los sitios Web son <http://mx.finance.yahoo.com> y <http://markets.wsj.com/us>.

<sup>11</sup> Se consideran acciones, bonos, derivados, títulos referenciados a acciones (TRAC's), Exchange Traded Funds (ETF's), entre otros instrumentos financieros.

de las economías a través de sus agregados económicos. Durante el periodo de estudio de 2007 a 2014 el PIB total de economías pertenecientes a este mercado integrado corresponde a US \$15,854,690 miles de millones de dólares (mmd). Es notable cómo la economía mexicana representa el 63% del mercado integrado (US\$9,960,301), seguido por la economía colombiana con 16% (US \$2,597,707 mmd); en cambio la economía chilena tiene una contribución del 12% (1,947,673 mmd), y por último la participación de la economía peruana aporta solamente el 9% de la riqueza del bloque comercial (US \$1,349,009 mmd).

La consecuencia de incluir a México en este mercado ha sido una excelente estrategia para las economías latinoamericanas emergentes, ya que este mercado representa un potencial económico y financiero solamente superado por Brasil, cuyo PIB representa en este periodo US\$18,034,083, según cifras del Banco Mundial.<sup>12</sup> Lo anterior dimensiona el tamaño del MILA antes y después de la entrada de México al mismo: antes del ingreso de México (2013), el total del PIB de las tres economías sudamericanas representaba solamente el 35% del total del PIB de Brasil; después del ingreso de la economía mexicana a este mercado, la suma de los cuatro mercados en cuanto su PIB representaba en 2014 el 88% del PIB brasileño.

En cuanto a la capitalización de mercado que aportan estas economías, México aporta US\$48,884,794 mmd, lo cual representa el 48% del promedio total del Mercado integrado durante 2007 a 2015 seguido por Chile, con US\$ 28,496,338 mmd, que representa el 28% del total; en tanto, Colombia y Perú en conjunto suman US\$ 26,336,667 mmd, esto es, solamente el 25% del total del mercado. Visto de otra forma, la brecha en el diferencial de la riqueza económica entre Chile, Colombia y Perú contra Brasil es de US\$5,894,389 mmd, lo que representa 33% de la riqueza de Brasil (un tercio del producto brasileño); en cambio, sumando a México al MILA, esta brecha se reduce al representarse en el MILA, 88% del total de la riqueza brasileña.

La última sección de la tabla muestra el número de compañías listadas en cada una de las bolsas de valores de este mercado. Cabe resaltar que existen algunas diferencias que se pueden observar en cuanto al movimiento de las compañías que se integran a cada uno de estos mercados, por ejemplo, la bolsa chilena promedió durante este periodo un total de 259 compañías

---

<sup>12</sup> Para complementar el entendimiento de la tabla 1, los apéndices A1 y A2 se presentan las tablas con respecto a las proporciones del PIB y la capitalización interna para el MILA durante el periodo (2007-2015).

Tabla 1. Características del Mercado Integrado de Latinoamérica (MILA). 2007-2015. Anual.  
 Producto interno bruto (miles de millones de US dólares a precios corrientes)

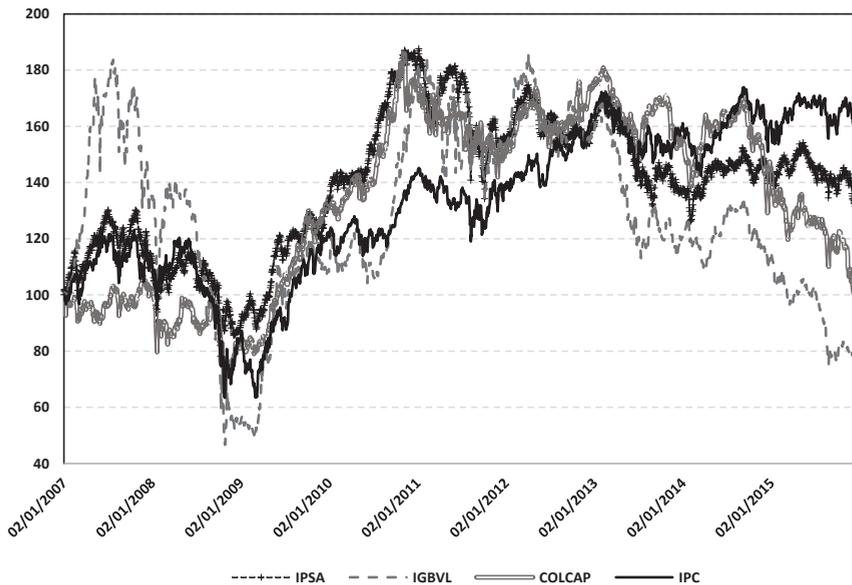
País	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Chile	173,081	179,627	171,957	217,538	250,832	265,232	276,674	258,062	n.d.
Colombia	207,416	243,982	233,822	287,018	335,415	369,660	380,063	377,740	n.d.
Perú	102,171	121,572	121,192	148,522	170,564	192,680	201,848	202,596	n.d.
México	1,043,124	1,101,275	893,369	1,049,925	1,169,362	1,184,500	1,258,774	1,294,690	n.d.
<b>Total</b>	<b>1,525,793</b>	<b>1,646,457</b>	<b>1,420,340</b>	<b>1,703,004</b>	<b>1,926,174</b>	<b>2,012,071</b>	<b>2,117,359</b>	<b>2,133,087</b>	<b>n.d.</b>
N.d.: No disponible									
<b>Capitalización interna de mercado (miles de millones de US dólares a precios corrientes)</b>									
<b>Mercado bursátil</b>									
Bolsa de Comercio de Santiago	245,938	226,879	223,641	330,358	369,316	363,858	357,546	297,322	256,368
Bolsa de Valores de Colombia	85,190	128,434	135,559	212,857	246,122	290,970	271,430	230,471	135,305
Bolsa de Valores de Lima	72,506	69,966	66,359	94,051	104,471	112,124	104,674	94,335	80,154
Bolsa Mexicana de Valores	474,959	428,862	323,892	458,421	526,392	562,007	625,532	618,101	539,347
<b>Total</b>	<b>878,593</b>	<b>854,141</b>	<b>749,451</b>	<b>1,095,688</b>	<b>1,246,301</b>	<b>1,328,959</b>	<b>1,359,181</b>	<b>1,240,227</b>	<b>1,011,174</b>
<b>Número de compañías listadas</b>									
<b>Mercado bursátil</b>									
Bolsa de Comercio de Santiago	241	238	236	231	233	245	306	307	310
Bolsa de Valores de Colombia	90	89	87	86	83	82	78	74	73
Bolsa de Valores de Lima	226	244	241	248	254	277	271	263	310
Bolsa Mexicana de Valores	129	130	130	135	133	136	143	147	143
<b>Total</b>	<b>686</b>	<b>701</b>	<b>694</b>	<b>700</b>	<b>703</b>	<b>740</b>	<b>798</b>	<b>791</b>	<b>836</b>

Fuente: Elaboración propia con datos de World Federation of Exchanges y el Banco Mundial, World Development Indicators.

listadas en su mercado; la bolsa peruana promedió un total de 256 compañías, la bolsa mexicana un promedio total de 136 compañías, y por último la bolsa colombiana solamente contabilizó en promedio 84 compañías. La representatividad o proporción de las compañías listadas en cada bolsa puede ser un factor común clave para el desarrollo de los mercados, pero cuando existen casos como el de la bolsa colombiana y la mexicana en donde existen pocas empresas que cotizan, entonces deben existir fenómenos que impidan el crecimiento (y mayor avance) en los mercados financieros. En el caso de la economía mexicana, existen grandes monopolios que imponen barreras de entrada a las compañías más pequeñas para ingresar a la bolsa de valores (López *et al.*, 2009).

En la Figura 1 se muestra el desempeño de los principales índices de los mercados bursátiles del MILA utilizando una base para homologación de las variables principales con el objeto de representar de forma más clara los diferentes movimientos de cada índice (la base es 2007=100). Se encuentran como hallazgos principales que los mercados peruano y mexicano sufrieron cambios con efectos contrarios, esto es, el mercado peruano muestra a prin-

Figura 1. Comportamiento de los principales índices bursátiles de los mercados del MILA (2007-2015). Base 2007=100



Fuente: Elaboración propia.

cipios de 2007 un repunte con respecto a los demás mercados, sin embargo, después del periodo de crisis este mercado cae dramáticamente al finalizar 2015 llegando incluso a tener un promedio negativo de rendimientos durante este periodo, como ya se analizará más adelante.

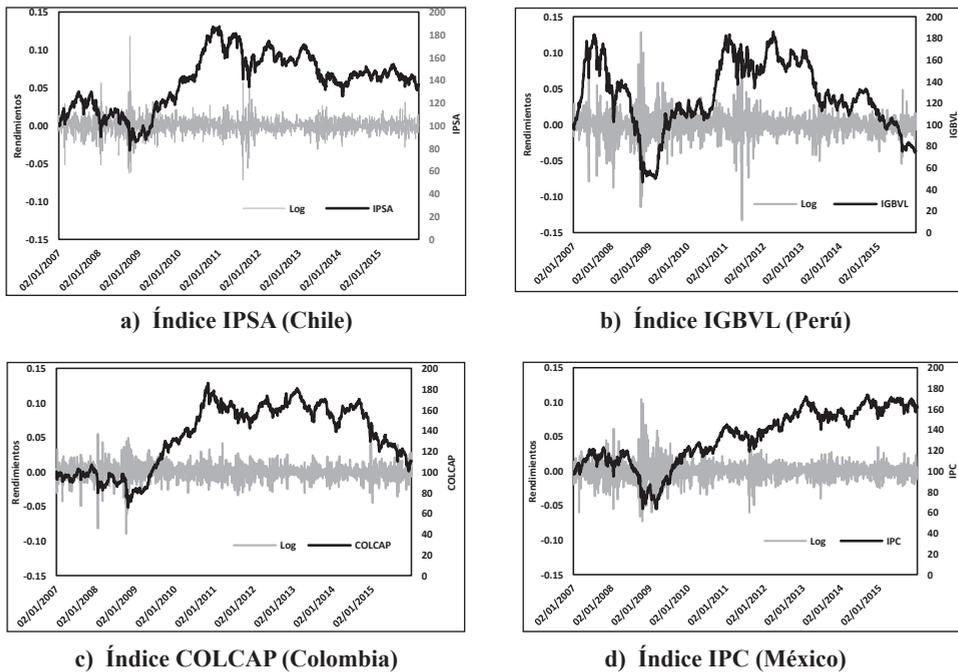
Por el contrario, en el caso de México podemos notar un desempeño similar en promedio con los demás mercados a principios de 2007 y con un comportamiento competitivo hasta la mitad del año 2010 y la mitad del año 2012, en donde el mercado mexicano presenta el menor desempeño, pero al finalizar 2014 el índice mexicano comienza a repuntar mostrándose sólido y con un nivel de desempeño constante a la alza hacia finales de 2015, ubicándose como el mercado mejor comportado de los cuatro sujetos a estudio como también lo revela el promedio de sus rendimientos positivos mostrados en la tabla 3.

El caso del desempeño de los mercados colombiano y chileno, es similar al mexicano. También representan casos similares al mexicano. Por una parte, es posible notar que el desempeño del mercado colombiano presentó tendencias similares a sus socios comerciales, pero a finales de 2014 comienza a descender quedando solamente por encima del mercado peruano. Pese al periodo de crisis, el mercado chileno de 2007 a 2011, es el mercado más competitivo del MILA porque mantuvo su nivel durante 2012. A pesar de caer por debajo del mercado peruano y mexicano entre 2013 y 2014, se recuperó hacia finales de 2014, llegando a estar solamente por debajo del rendimiento del mercado mexicano.

La Figura 2 muestra la evolución de los rendimientos y se compara con el desempeño de cada mercado por niveles (i.e., conservando la base 2007=100), pero desagregando la información para cada uno de ellos. El lado izquierdo de la abscisa representa la escala de los rendimientos de cada índice y el lado derecho representa la base en niveles. En cada uno de los paneles se puede apreciar con mayor claridad el efecto clúster (agrupamiento) común en las series financieras: a periodos de volatilidad alta le siguen periodos de volatilidad baja.

En el panel a) el índice IPSA muestra una conducta estable entre el periodo de estudio, por ejemplo podemos apreciar la existencia del periodo de mayor volatilidad entre 2008-2009, sin embargo se observa una recuperación entre el periodo 2010-2012 y culmina con un ajuste tendiente a un equilibrio entre el periodo 2013-2015. Se puede apreciar en el panel b) que la economía peruana muestra una serie de irregularidades que causan mayor volatilidad en el comportamiento de su mercado bursátil, esto

Figura 2. Evolución de los rendimientos sobre índices accionarios de los mercados integrantes del MILA (2007-2015)



Fuente: Elaboración propia.

significa que durante este tiempo el mercado peruano mostró una mayor volatilidad en su mercado, sobre todo en los años 2009 a 2010 con una recuperación entre el periodo 2011-2013 y observando una caída fuerte entre 2013 y 2015. El panel c) nos muestra al comportamiento del mercado colombiano, cuyo desempeño fue muy parecido a su contraparte chileno, sin embargo el periodo 2013-2015 presentó una caída mayor a la este último mercado. En cambio, para el caso de México en el panel d) se aprecia un periodo de turbulencia, en 2009, sin embargo los episodios de volatilidad son menos frágiles e, inclusive, comienzan a observarse incrementos constantes a partir de la segunda mitad de 2010, manteniéndose un crecimiento sostenido.

La Tabla 2 muestra las matrices de correlación parcial de Pearson que son uno de los principales indicadores que muestran el grado de dependencia entre los mercados, en este caso, las matrices correlacionan positivamente

Tabla 2. Matrices de correlación entre los rendimientos de índices bursátiles del MILA (2007-2015)

2007-2015					2011				
	RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA		RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA
RIGBVL	1				RIGBVL	1			
RCOLCAP	0.463497	1			RCOLCAP	0.319629	1		
RIPC	0.496054	0.474578	1		RIPC	0.440364	0.501819	1	
RIPSA	0.490476	0.455725	0.581812	1	RIPSA	0.413014	0.530258	0.656931	1
2007					2012				
	RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA		RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA
RIGBVL	1				RIGBVL	1			
RCOLCAP	0.411598	1			RCOLCAP	0.463497	1		
RIPC	0.396349	0.371327	1		RIPC	0.496054	0.474578	1	
RIPSA	0.450183	0.366197	0.668206	1	RIPSA	0.490476	0.455725	0.581812	1
2008					2013				
	RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA		RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA
RIGBVL	1				RIGBVL	1			
RCOLCAP	0.685495	1			RCOLCAP	0.287883	1		
RIPC	0.596327	0.597761	1		RIPC	0.282555	0.267377	1	
RIPSA	0.650494	0.606775	0.685682	1	RIPSA	0.338083	0.292677	0.450947	1
2009					2014				
	RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA		RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA
RIGBVL	1				RIGBVL	1			
RCOLCAP	0.420902	1			RCOLCAP	0.173090	1		
RIPC	0.574402	0.501232	1		RIPC	0.224594	0.440487	1	
RIPSA	0.532566	0.443017	0.644254	1	RIPSA	0.221721	0.460131	0.424129	1
2010					2015				
	RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA		RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA
RIGBVL	1				RIGBVL	1			
RCOLCAP	0.400443	1			RCOLCAP	0.455917	1		
RIPC	0.609666	0.392781	1		RIPC	0.401315	0.498946	1	
RIPSA	0.438567	0.388783	0.511147	1	RIPSA	0.133232	0.181410	0.013954	1

los rendimientos de los principales índices accionarios representativos de cada bolsa de valores.

Se presenta una matriz general “total” cuyo periodo abarca datos diarios desde el 2 de enero de 2007 hasta el 30 de diciembre de 2015. En el caso de esta tabla, se encontró que, en promedio, los rendimientos están correlacionados positivamente en cincuenta por ciento. Para las matrices anuales, que también se presentan en esta tabla, los movimientos son muy aproximados por encima y por debajo de la media de la “matriz total”, resaltando el caso de 2009 —año en que la crisis financiera y económica total repercutió en las economías mundiales—, cuyas cifras estuvieron por encima de dicho promedio y en los años 2013 y 2014 con matrices por debajo de este promedio (consúltese el apéndice A1).

Lo anterior es un claro indicativo de que los mercados estudiados son dependientes al verse afectados en la misma dirección, esto es, los mercados son propensos al riesgo de contagio, que es ocasionado por los efectos de integrar estas economías en bloques regionales con sus subsecuentes efectos de repercusión causados por los episodios de volatilidad a los cuales están expuestos (López, 2010 y 2011). En este apartado se debe subrayar el hecho de que los mercados emergentes tienen como una de sus características

Tabla 3. Propiedades estadísticas de los rendimientos de los índices bursátiles del mercado MILA (2007-2015)

	<b>IGBVL</b>	<b>COLCAP</b>	<b>IPC</b>	<b>IPSA</b>
Media	-0.011890	0.004245	0.020382	0.013192
Mediana	0.018129	0.006894	0.056955	0.037342
Máximo	12.82	5.53	10.44	11.80
Mínimo	-13.291	-8.924	-7.266	-7.173
Desv. Estándar	1.602	1.058	1.255	1.054
Asimetría	-0.4670	-0.5727	0.1010	0.0723
Curtosis	13.29	9.90	10.48	14.52
Jarque-Bera	10,429.2	4,786.1	5,475.2	12,977.1
Probabilidad	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Rel. Riesgo-rendimiento	<b>1.1%</b>	<b>0.7%</b>	<b>4.5%</b>	<b>3.5%</b>

Fuente: Elaboración propia

principales la dualidad de corto plazo, que en el lenguaje de las carteras de inversión implica una relación riesgo-rendimiento atractiva, pero a la vez inestable, i.e., los mercados son altamente frágiles en comparación con los mercados desarrollados.

En la Tabla 3 se presentan las propiedades estadísticas descriptivas mostradas de los rendimientos diarios analizados durante el periodo de estudio con respecto a los índices accionarios de las economías emergentes del MILA. Los cuatro momentos estadísticos, en resumen, presentan algunos hechos estilizados encontrados en las series de tiempo financieras y corroborados por la prueba de normalidad Jarque-Bera: ninguna distribución sujeta a estudio coincide con las características de una distribución normal, fundamento básico para considerar un estudio paralelo temático al ajuste de distribuciones para la obtención de parámetros de riesgo y rendimiento para portafolios de inversión y modelos riesgo, al respecto Reyes y Ortiz (2013) realizaron un estudio de aplicación de ajustes distributivos.

Se puede apreciar que el mercado mexicano representa la economía que mayores rendimientos en promedio ofrece a los inversionistas en su bolsa de valores (0.020 por ciento) seguido de la economía chilena (0.013 por ciento) y la colombiana (0.004 por ciento); el caso del mercado peruano muestra rendimientos negativos (-0.011 por ciento) debido al desempeño mostrado en los últimos años como ha visto en las dos figuras anteriores, haciendo de este el mercado menos atractivo y competitivo para un inversionista si se analiza desde una perspectiva individual. También se puede apreciar el mismo mercado peruano mostró mayores riesgos medidos por su desviación estándar natural (1.60 por ciento) seguido del mercado mexicano (1.25 por ciento); en cambio, los mercados colombiano y chileno mostraron los niveles de riesgo más bajos (1.05 por ciento en ambos casos). La asimetría presenta sesgo negativo para el caso de los mercados peruano y colombiano en contraparte con el sesgo a la derecha de los mercados mexicano y chileno. La curtosis demuestra en todos los casos que las distribuciones de cada serie son leptocúrticas. Finalmente, el coeficiente de riesgo-rendimiento, cuantificado por el cociente entre estas dos variables (promedio del rendimiento/desviación estándar de mismo) muestra un coeficiente favorable al mercado mexicano, seguido por los rendimientos del mercado chileno; los mercados de Perú y de Colombia mostraron resultados por debajo del promedio general del coeficiente riesgo-rendimiento proporcional o “coeficiente MILA” (2.5 por ciento).

Tabla 4. Pruebas ADF para series de rendimientos en diferencia de las economías pertenecientes al MILA

<b>Variable: COLCAP</b>				<b>Variable: IGBVL</b>			
	<b>Prueba: ADF</b>	<b>T-Statistic</b>	<b>Prob.</b>		<b>Prueba: ADF</b>	<b>T-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
Nivel	Intercepto	-1.35	0.60690	Nivel	Intercepto	-1.63	0.46890
1ra. dif.	Intercepto	-20.82	0.00000	1ra. dif.	Intercepto	-18.11	0.00000
2a. dif.	Intercepto	-20.82	0.00000	2a. dif.	Intercepto	-32.46	0.00000
Nivel	Tendencia e intercepto	-0.38	0.98810	Nivel	Tendencia e intercepto	-1.72	0.74360
1ra. dif.	Tendencia e intercepto	-20.89	0.00000	1ra. dif.	Tendencia e intercepto	-18.16	0.00000
2a. dif.	Tendencia e intercepto	-32.94	0.00000	2a. dif.	Tendencia e intercepto	-32.45	0.00000
Nivel	Ninguno	-0.05	0.66750	Nivel	Ninguno	-0.55	0.47840
1ra. dif.	Ninguno	-20.83	0.00000	1ra. dif.	Ninguno	-18.12	0.00000
2a. dif.	Ninguno	-32.96	0.00000	2a. dif.	Ninguno	-32.47	0.00000

<b>Variable: IPSCA</b>				<b>Variable: IPC</b>			
	<b>Prueba: ADF</b>	<b>T-Statistic</b>	<b>Prob.</b>		<b>Prueba: ADF</b>	<b>T-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
Nivel	Intercepto	-1.88	0.34420	Nivel	Intercepto	-1.36	0.60350
1ra. dif.	Intercepto	-20.85	0.00000	1ra. dif.	Intercepto	-21.29	0.00000
2a. dif.	Intercepto	-33.56	0.00000	2a. dif.	Intercepto	-33.84	0.00000
Nivel	Tendencia e intercepto	-1.55	0.81090	Nivel	Tendencia e intercepto	-2.43	0.36440
1ra. dif.	Tendencia e intercepto	-20.88	0.00000	1ra. dif.	Tendencia e intercepto	-21.29	0.00000
2a. dif.	Tendencia e intercepto	-33.55	0.00000	2a. dif.	Tendencia e intercepto	-33.83	0.00000
Nivel	Ninguno	0.19	0.73990	Nivel	Ninguno	0.71	0.86800
1ra. dif.	Ninguno	-20.84	0.00000	1ra. dif.	Ninguno	-21.27	0.00000
2a. dif.	Ninguno	-33.56	0.00000	2a. dif.	Ninguno	-33.85	0.00000

Fuente: Elaboración propia. (ADF): prueba Dickey-Fuller aumentada

Con el fin de tomar control sobre los efectos de la autocorrelación como fase previa al desarrollo de los modelos multivariados GARCH, se realizó el análisis de las series de tiempo considerando el número de cinco rezagos según el criterio de información de Schwarz. Para validar la estacionariedad de las series al logaritmo de las series de rendimientos de los índices bursátiles seleccionados se realizó la prueba de raíces unitarias mediante la prueba Dickey-Fuller Aumentada(ADF). En la Tabla 4 se presentan las pruebas mencionadas para cada serie. Cada una muestra que son integradas de orden uno y por tanto tienen condiciones de estacionariedad, es decir, son candidatas a realizar la estimación de los parámetros y la modelación multivariada (ecuaciones 3, 4 y 5).

Para realizar una evaluación sobre la estructura de la volatilidad condicional multivariada se obtienen las matrices dinámicas de correlación cruzada entre los rendimientos y las matrices de varianzas-covarianzas para la generación de escenarios diarios.

En la Tabla 5 se presentan en los paneles A y B las matrices de covarianza y de correlación cruzadas dinámicas diarias al seleccionar exclusivamente el primer día  $T_i$  respectivamente, mientras que en los paneles C y D se presentan en orden las matrices para el periodo final  $T_{1+i}$ . Es importante aclarar que los resultados para cada tipo de matriz fueron seleccionados con fines comparativos única y exclusivamente entre el inicio y final del periodo de estudio.<sup>13</sup> La reducción de la correlación positiva entre los mercados de Perú, México y Colombia contrasta con el aumento de la misma entre dichos mercados y su relación con Chile. A fin de comparar las matrices de covarianzas observamos que los cambios ocurridos en las matrices dinámicas cruzadas podrían modificar el efecto de la diversificación de manera favorable afectando significativamente la conducta de instrumentos como portafolios de inversión internacionales que contengan activos financieros del mercado MILA al reducirse de manera gradual y proporcional las expectativas de dependencia debido a la integración de sus mercados, por ejemplo. Esto será

Tabla 5. Muestras de matrices condicionales de varianza y correlación cruzadas dinámicas del modelo GARCH multivariado ajustadas diariamente

Panel A. Matriz de covarianza $T_i$					Panel B. Matriz de correlación $T_i$				
1/03/2007	RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA	1/03/2007	RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA
RIGBVL	1.504466				RIGBVL	1			
RCOLCAP	1.601536	2.990834			RCOLCAP	0.755004	1		
RIPC	0.608768	1.089432	0.867679		RIPC	0.532821	0.676276	1	
RIPSA	-0.221526	0.376543	0.093064	0.729510	RIPSA	-0.211455	0.254919	0.116973	1
Panel C. Matriz de covarianza $T_{1+i}$					Panel D. Matriz de correlación $T_{1+i}$				
12/30/2015	RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA	12/30/2015	RIGBVL	RCOLCAP	RIPC	RIPSA
RIGBVL	1.045591				RIGBVL	1			
RCOLCAP		0.357024	0.997166		RCOLCAP	0.349649	1		
RIPC	0.371541	0.379816	0.732352		RIPC	0.424586	0.444457	1	
RIPSA	0.131067	0.199932	0.117506	0.611283	RIPSA	0.163943	0.256081	0.175622	1

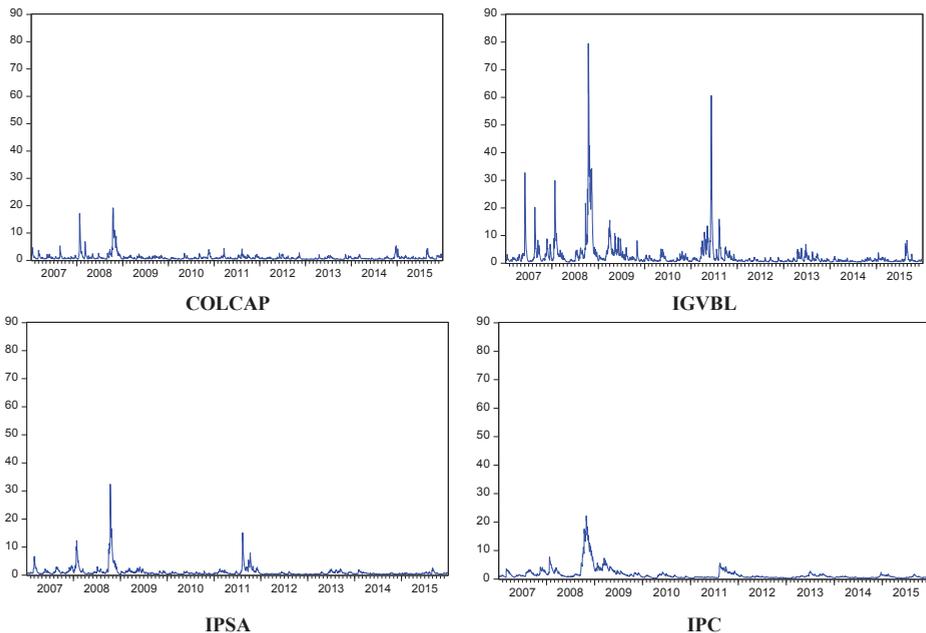
Fuente: Elaboración propia.

<sup>13</sup> La selección de matrices es arbitraria y con fines comparativos entre los periodos sugeridos solamente, se cometería un error si la interpretación se generaliza para el total de matrices históricas diarias obtenidas por el modelo multivariado.

revisado al analizar la siguiente tabla (asumiendo lo anterior con respecto a la teoría tradicional del portafolios de inversión de Markowitz (1952).

Los modelos multivariados GARCH (M-GARCH) tiene como ventaja la estimación simultánea de volatilidades variantes en el tiempo de diferentes variables. Una volatilidad que cambia a través del tiempo permite obtener mejores estimaciones de medidas de riesgo y a su vez permite asignar y distribuir los activos. El inconveniente que se presenta en este tipo de modelos en la práctica ha sido el número de parámetros a estimarse ya que estos se incrementan dramáticamente en tanto aumente en igual proporción el número de variables. Para superar este problema se han propuesto diferentes tipos de modelos que son variaciones del M-GARCH (para mayores detalles, consúltese Bauwens y Rombouts, 2006). En función de la problemática existente el investigador debe aplicar un modelo M-GARCH diferente y a su vez relevante. Con las variantes, el *trade-off* que surge es a partir de la generalidad (esto es, incluir mucha información sobre muchas variables como sea posible) y el número de parámetros que deba ser estimado. A fin de

Figura 3. Varianzas condicionales de los rendimientos del mercado MILA (2007-2015)



Fuente: Elaboración propia.

entender y pronosticar los movimientos de las volatilidades de activos sobre el tiempo, se requiere de reconocer que existe una dependencia, la cual es capturada por estos modelos; bajo esta lógica, los modelos proporcionan una herramienta para una mejor toma de decisiones para el análisis financiero.

El rasgo principal de las matrices dinámicas resultantes y el efecto de los residuales permiten sugerir la presencia de los efectos de contagio en el largo plazo y la premisa del *trade-off* entre riesgos y beneficios mostraría resultados más eficientes en algunos mercados en relación con los demás. Se presenta en la figura 3 una gráfica de varianzas cambiantes que se obtuvo como una función derivada de estimar el modelo DVECH. Se evidencian dos periodos de volatilidad alta, el primer periodo se vincula con la crisis financiera del periodo 2008-2009 mostrando impactos similares tanto en el mercado financiero colombiano como en el mercado financiero mexicano y con un impacto volátil de mayor intensidad en el mercado financiero chileno, sin embargo, el mercado financiero peruano muestra periodos de volatilidad desde 2007 que culmina con un profundo impacto volátil, cuatro veces mayor comparado con la escala del eje de las ordenadas correspondiente al nivel de la varianza condicional en relación con los demás mercados. En segundo lugar, se presenta otro periodo de volatilidad en los mercados emergentes MILA de 2011 a 2012 sin impacto en el mercado colombiano y con impacto de menor intensidad para los mercados mexicano y chileno, sin embargo, el mercado peruano vuelve a mostrar alta volatilidad en este periodo.

La Tabla 6 presenta el comparativo de bondad de ajuste de los estimadores para cada ecuación multivariada ajustada. Los resultados dejan ver un problema que se presenta para el modelo de correlación condicional constante (CCC) el cual genera un total de  $N(N+5)/2$  parámetros libres al incluir en su matriz un número mayor de variables, lo cual complica la generación de los mismos para cada periodo dinámico en el tiempo. La comparación de los valores absolutos demuestra que el modelo que mejor se ajusta resulta ser el VECH diagonal (DVECH), cuyos estimadores permiten obtener matrices de correlación y covarianza dinámicas, según los criterios de Akaike y el logaritmo de máxima verosimilitud. Esto es un indicativo de que el número de restricciones en el modelo se aplica para el modelo CCC, cuyos resultados no pudieron concretarse por las razones ya señaladas anteriormente. Por otra parte, el modelo multivariado con innovaciones T-Student bajo especificaciones GARCH y TGARCH parecen explicar de mejor forma el comportamiento de la heteroscedasticidad —o varianza condicional— teniendo un ajuste más rápido en el tiempo.

Tabla 6. Estimadores de bondad de ajuste comparados en cada estimación de modelos GARCH multivariados

Criterio	Modelo	MODELO MULTIVARIADO NORMAL/1			MODELO MULTIVARIADO T-STUDENT/2		
		ARCH(1)	GARCH(1,1)	TARCH(1,1)	ARCH(1)	GARCH(1,1)	TARCH(1,1)
LM	DVECH	-13,178.42	-12,521.43	-12,295.54	-16,779.24	-12,181.08	-12,115.98
	DBEKK	-13,428.69	-12,583.60(*)	-12,369.69	-12,653.32	-12,251.75	-12,169.54
	CCC	M.N.V.	-12,398.47	M.N.V.	-12,565.16	M.N.V.	M.N.V.
AIC	DVECH	11.2553	10.6935	10.5196	14.3334	10.4144	10.3674
	DBEKK	11.4635	10.74134	10.5675	10.8034	10.4644	10.3976
	CCC	M.N.V.	10.59887	M.N.V.	10.73330	M.N.V.	M.N.V.
Mejor modelo (BA)	DVECH	CCC	DVECH	DBEKK	DVECH	DVECH	

Fuente: Elaboración propia.

Notas: M.N.V.: Modelo no válido. /1. Se refiere al error de distribución normal /2. Se refiere al error de distribución T-Student. (\*) Coeficiente de restricción diagonal. (LM): Logaritmo de máxima verosimilitud. (AIC): Criterio de información de Akaike.

De esta manera, se concluye que el ajuste por distribución t parece ser el modelo más indicado para los datos presentados ya que podrían describir de mejor forma los co-movimientos de las perturbaciones y efectos señalados en los mercados financieros integrados, por lo cual resultaría interesante realizar un ajuste de distribución en futuros trabajos a fin de obtener los parámetros relevantes (media y varianza). Las restricciones impuestas permiten la disminución del número de parámetros para el caso de los modelos tanto DVECH como DBEKK y asegurar que las varianzas condicionales sean positivas además de tomar en cuenta la manera en que se ve afectada la volatilidad condicional por los efectos de la volatilidad *per se* y los choques de otros mercados (ver figura 3). Las restricciones permiten también obtener correlaciones variantes en el tiempo y permitir la captura de los efectos de las varianzas rezagadas y su influencia en los demás mercados del sistema (Reyes, 2015). La modelación multivariada GARCH mostrada permitirá que sea posible obtener la producción de residuales de las series financieras asumiendo condiciones de normalidad multivariada significativa por el test de ortogonalidad de Cholesky (Lutkepohl) cuyos resultados se pueden ver en el Apéndice B.

## Conclusiones

Se ha hecho una revisión del impacto de tres tipos de modelos multivariados GARCH en series de rendimientos de los índices de precios representativos de los mercados del MILA. Se encontró que estos mercados se fortalecieron (y crearon también codependencia) con la entrada de México a este mercado, siendo este último el motor de crecimiento que podría impulsar el posible desarrollo del mercado regional MILA.

Por su parte, los modelos econométricos multivariados GARCH se muestran conservadores y más precisos para la estimación de matrices de varianzas dinámicas para la detección de la volatilidad condicional; por lo cual puede confirmarse la hipótesis sugerida en la cual éstos son los modelos que capturan mejor las interacciones de las volatilidades dinámicas entre los mercados, permitiendo estimaciones eficientes y confiables. En esencia, los modelos multivariantes DVECH y DBEKK aplicados bajo el ajuste T-Student respondieron de forma más eficiente en relación con los modelos que asumen el supuesto de normalidad, sin embargo no fue así para el caso del modelo de correlación condicional constante (CCC), ya que al incorporar un mayor número de series financieras al modelo, éste reaccionó negativamente debido a que el número de parámetros asociados a las varianzas del modelo complica la evolución de las matrices de correlación dinámicas condicionales y eso finalmente es impedido por el gran tamaño de parámetros que son generados libremente.

Las correlaciones parciales y cruzadas dinámicas obtenidas establecen, por un lado, que existe un factor de dependencia entre los mercados lo cual es síntoma de que pueden sufrir riesgo de contagio debido a los efectos de la volatilidad en cualquiera de ellos; por otro lado, las correlaciones cruzadas dinámicas obtenidas por el mejor modelo (DVECH con innovaciones T-Student) modifican el efecto la conducta de codependencia positivamente y permitiría portafolios de inversión mejor diversificados. Los efectos encontrados con esta integración tienen que ver con oportunidades para invertir en un mercado integrado por economías emergentes con serias diferencias entre los mercados sudamericanos con respecto al mexicano. Sin embargo, los efectos de codependencia y contagio podrían prolongar los periodos de agrupamiento (clúster de largo plazo), pudiendo hacer vulnerable a este mercado. Finalmente, cabe señalar que las coyunturas encontradas en mercados como el MILA deben ser aprovechadas para calcular de manera más eficiente las medidas de riesgo financiero asumidas (por ejemplo el método

de valor en riesgo, o VaR, para portafolios de inversión y enfoques como *expected shortfall*, valores extremos, cópulas, etcétera) con propósitos de cobertura, inversión y arbitraje. La observación de estos efectos debe ser llevada a cabo por parte del analista financiero, por que impactará directamente en la toma de decisiones correspondiente a manera de una eficiente de administración del riesgo, por ejemplo. Por último, cabe resaltar que el estudio pretende abrir el campo del debate para acceder a estudios de frontera con posibilidades para que estos fenómenos sean estudiados desde la perspectiva multidisciplinaria.

## Referencias bibliográficas

- Agudelo A.; Diego, Barraza; Santiago, Castro; Ma. Isabel y Mongrut, Samuel (2012). "Liquidez en los mercados accionarios latinoamericanos: estimando el efecto del Mercado Integrado Latinoamericano (MILA)". Documentos de trabajo, núms. 12-21, Colombia, Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (CIEF), Universidad EAFIT.
- Alonso, Julio y Arcos, Mauricio (2006). "Cuatro hechos estilizados de las series de rendimientos: una ilustración para Colombia". *Estudios Gerenciales*, vol. 22, núm. 100, pp. 103-123.
- Angelidis, Timotheos; Benos, Alexandros y Degiannakis, Stavros (2006). "The Use of GARCH models in VaR estimation". *Statistical Methodology*, vol. 1, pp. 105-128.
- Anil T, Mustafa (2008). "A Survey of Multivariate GARCH Models". Ankara, Department of Economics, Bilkent University.
- Banco Mundial. (World Development Indicators, disponible en [data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators](http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators)). Junio 2016.
- Bauwens, L., Lauren y S., Rombouts, J. (2006), "Multivariate GARCH Models: A Survey". *Journal of Applied Econometrics*, núm. 21, pp. 79-109.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, núm. 31, pp. 307-327.
- Bollerslev, Tim; Engle, Robert, F., y Wooldridge Jeffrey F. (1988). "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances". *Journal of Political Economy*, vol. 96, núm. 1, pp. 116-131.
- Bollerslev, Tim (1990). "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model". *Review of Economics and Statistics*, núm. 72, pp. 498-505.

- Bollerslev, Tim; Chou, Ray y Kroner, Kenneth (1992). "ARCH Modelling in Finance, A Review of the Theory and Empirical Evidence". *Journal of Econometrics*, núm. 52, pp. 5-59.
- Chee W., Ho y Kim L., Goh (2006). "Regionalism and Stock Market Integration and International Asset Pricing". *Chulalongkorn Journal of Economics*, vol. 18, núm. 2, Agosto, pp. 89-107.
- Engle, Robert (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation". *Econometrica*, núm. 50, pp. 987-1008.
- Engle, Robert y Kroner, K. (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH". *Econometric Theory*, vol. II, núm. 1, pp. 122-150.
- Galván, Á., y Cermeño, R. (2009). "Desempeño de estimadores alternativos en modelos GARCH bivariados con muestras finitas". *Documentos de trabajo*, núm. 469, México, CIDE.
- González T., J. M. (1975). "Los índices bursátiles: significación económica y financiera". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. IV, núm. 14, octubre-diciembre, pp. 507-528.
- Hernández A. I. F.; López H., F., y Hoyos R., L. F. (2015). "Análisis del efecto apalancamiento en los rendimientos del IPC mediante una Cadena de Markov Monte Carlo antes, durante y después de la crisis subprime". *Estocástica, Finanzas y Riesgo*, vol. 5, núm. 1, enero-junio, pp. 43-64. México, UAM Azcapotzalco.
- Johnson, C. A. (2000). "Métodos de evaluación del riesgo para portafolios de inversión". *Documentos de Trabajo*, núm. 67, Banco Central de Chile.
- Jorion, (1997). *Valor en Riesgo, el nuevo paradigma para el control de riesgos con derivados*. México, Limusa.
- J. P. Morgan/Reuters (1996). *RiskMetrics Technical Document*. 4ª. ed., Morgan Bank, New York, USA.
- Karolyi, G. Andrew (1995). "A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada". *Journal of Business & Economics*, January, vol. 13, núm. 1, pp. 11-25.
- López H., F., Ortiz C., E. y Cabello, A. (2009). "Las interrelaciones de volatilidad y rendimientos entre los mercados de valores del TLCAN". *Investigación Económica*, núm. 267, vol. LXVIII, enero-marzo, pp. 83-114.
- López H. F. y Ortiz C., E. (2010). "Dinámica de los rendimientos y la volatilidad de los mercados accionarios de México, Canadá y Estados Unidos". *Administración de Riesgos*, vol. I, UAM Azcapotzalco, Serie Estudios, pp. 134-167.
- López H. F. y Ortiz C., E. (2011). "Vínculos de largo plazo y transmisión de volatilidades en los mercados de capital del TLCAN: análisis VECM-MVGARCH-DCC".

- Avances recientes en valuación de activos y administración de riesgos*, vol. 2, México, Universidad Panamericana.
- Lundbergh, Stefan y Teräsvirta, Timo (2002). "Evaluating GARCH Models". *Journal of Econometrics*, núm. 110, pp. 417-435.
- Markowitz, H. (1952). "Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, vol. 7, núm. 1, marzo, pp. 77-91.
- Restrepo E., Ma. Isabel (2012). "Estimating Portfolio Value at Risk with GARCH and MGARCH Models". *Perfil de Coyuntura Económica*, núm. 19, diciembre, pp. 77-92.
- Reyes-Z., F.J. y Ortiz C., E. (2013). "Modelos VaR-GARCH y portafolios de inversión trinacionales en los mercados accionarios del TLCAN". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, IMEF, vol. 8, núm. 2, jul.-dic., pp. 129-155.
- Reyes-Z., F. J. (2015). "Estimación de modelos multivariados GARCH en los mercados accionarios de China y México". *Estocástica: Finanzas y Riesgo*, vol. 5, núm. 2, julio-diciembre, UAM Azcapotzalco, México, pp. 187-210.
- Romero A.; Yaneth P.; Ramírez A.; Fabián H. y Guzmán A.; Diana S. (2013). "Mercado Integrado Latinoamericano (MILA): análisis de correlación y diversificación de los portafolios de acciones de los tres países miembros en el periodo 2007-2012". *Cuadernos de Contabilidad*, núm. 14 (34), ene-jun, Colombia, pp. 53-74.
- Ruey S., Tsay (2006). "Multivariate volatility models, Lecture Notes-Monograph". Series, vol. 52, Time Series and Related Topics: In Memory of Ching-Zong Wei (2006). pp. 210-222. Sitio web en: [http://www.jstor.org/stable/20461439?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/20461439?seq=1#page_scan_tab_contents).
- Ruiz D, Elisabet (2014). "La nueva era de los mercados financieros y su globalización". *Oikonomics*, Revista de economía, empresas y sociedad, núm. 2, digital Sitio web en <http://oikonomics.uoc.edu/divulgacio/oikonomics/es/numero02/dossier/erui.html>.
- Ruiz-P. A., y Ruiz-R., Brenda (2015). "La hipótesis de eficiencia y la modelación de series bursátiles mexicanas: un análisis multivariado". *Economía Informa*, núm. 390, enero-febrero, México, UNAM, pp. 28-57.
- Salinas C., Edmar y Tavera C., Ma. Elena (2015). "El impacto de la desregulación y la apertura financiera en el crecimiento de México 1990-2012". *Administración de Riesgos, Mercados y modelos financieros*, vol. V, México, UAM Azcapotzalco, pp. 23-56.
- Sandoval, Eduardo y Soto, Macarena (2016). "Mercado Integrado Latinoamericano: un análisis de cointegración". *Revista Internacional Administración & Finanzas*, vol. 9, núm. 2, pp. 1-7.

- Santillán S.; Roberto, Gurrola R. César y López H. Francisco (2016). "Evaluación del grado de integración de los principios del mercado de capital europeos con un modelo Cópula-GARCH". *Estocástica: Finanzas y Riesgos*, vol. 6, núm. 1, enero-junio, México, pp. 9-53.
- Sosa C., M. y Cabello A. (2014). "Comportamiento bursátil en los G-9 emergentes (BRICS +4)". *Problemas del Desarrollo*, núm. 181 (46), abr-jun., México, pp. 127-156.
- Sosa C., M., y Ortiz C., E. (2014). "Riesgo sistemático y variables macroeconómicas: integración del grupo BRIC y su relevancia para México". *Administración de riesgos, Mercados bursátiles y estrategias competitivas*, vol. V, primera edición, México, UAM Azcapotzalco, Biblioteca de Ciencias Sociales y Humanidades, Serie Estudios.
- Tse, Y. K., y Tsui, Albert (2001). "A Multivariate GARCH Model with Time-Varying Correlations". sitio web en: [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=250228](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=250228).
- Vargas P., William y Bayardo M., José, (2013). "El MILA. Mercado de integración entre Chile, Perú y Colombia". *Revista de relaciones internacionales*, vol. 8, no. 1, enero-junio, Colombia, pp. 113-133.
- World Federation of Exchanges. "Annual Report & Statistics", varios números, sitio web en <http://www.world-exchanges.org/>.

**Apéndice A1. PIB como proporción del total del mercado MILA**

<b>País</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>PROMEDIO "MILA"</b>
<b>Chile</b>	11%	11%	11%	12%	13%	13%	13%	13%	12%	12%
<b>Colombia</b>	12%	14%	15%	16%	17%	17%	18%	18%	18%	16%
<b>Perú</b>	6%	7%	7%	9%	9%	9%	10%	10%	9%	9%
<b>México</b>	70%	68%	67%	63%	62%	61%	59%	59%	61%	63%
<b>Brasil</b>	81%	92%	103%	117%	130%	136%	122%	116%	113%	114%

Fuente: Elaboración propia.

**Apéndice A2. Porcentaje de capitalización interna como proporción del total del mercado MILA**

<b>Mercado bursátil</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>	<b>PROMEDIO "MILA"</b>
<b>Bolsa de Comercio de Santiago</b>	29%	28%	27%	30%	30%	30%	27%	26%	24%	25%	28%
<b>Bolsa de Valores de Colombia</b>	10%	10%	15%	18%	19%	20%	22%	20%	19%	13%	17%
<b>Bolsa de Valores de Lima</b>	6%	8%	8%	9%	9%	8%	8%	8%	8%	8%	8%
<b>Bolsa Mexicana de Valores</b>	54%	54%	50%	43%	42%	42%	42%	46%	50%	53%	48%

Fuente: Elaboración propia.

## Apéndice B. Prueba de normalidad residual del modelo DVECH

Ortogonalidad: Cholesky (Lutkepohl)

Hipótesis nula (H0): Los residuales asumen una distribución normal multivariada

Muestra: 1/03/2007 12/30/2015

Número de observaciones: 2,346

Componente	Asimetría	Chi-cuadrada	Grados de libertad	Probabilidad
1	-0.529417	109.5902	1	0.0000
2	-0.279715	30.59206	1	0.0000
3	-0.274906	29.54926	1	0.0000
4	-0.226073	19.98368	1	0.0000
Conjunta		189.7153	4	0.0000

Componente	Asimetría	Chi-cuadrada	Grados de libertad	Probabilidad
1	4.994179	388.7272	1	0.0000
2	4.304214	166.2702	1	0.0000
3	4.121808	123.0137	1	0.0000
4	3.836212	68.35179	1	0.0000
Conjunta		746.3630	4	0.0000

Componente	Jarque-Bera	Grados de libertad	Probabilidad
1	498.3175	2	0.0000
2	196.8623	2	0.0000
3	152.5630	2	0.0000
4	88.33548	2	0.0000
Conjunta	936.0782	8	0.0000

# Evaluación mediante opciones reales de proyectos de inversión en el sector de distribución de combustibles

Investment projects evaluation through real option on the fuel distribution sector

---

Julián Pareja Vasseur\*

Mauricio Mejía Aguirre\*\*

Marcos Gallego Gómez\*\*\*

Fecha de recepción: 16 de mayo de 2016, Fecha de aceptación: 19 de agosto de 2016

## RESUMEN

Se propone la utilización de la metodología de evaluación con opciones reales mediante un enfoque de multiopciones, con el fin de determinar el valor adecuado de un proyecto de distribución de combustibles líquidos en Colombia. Para lo cual, se determinan cada una de las opciones reales que se generan en el objeto de estudio y se estima, el valor adicional percibido por elementos como son; la presencia de riesgo de ocurrencia de eventos contingentes, la volatilidad y el riesgo presente en los flujos de caja. El uso de la metodología de opciones reales permitió estimar un valor adicional del proyecto de forma más precisa, comparado con el valor que se hubiera obtenido si sólo se utilizara la metodología tradicional de descuento de flujos de caja; además con su correcto uso, se pudo determinar, cuáles son las mejores decisiones que se deben tomar durante la ejecución del proyecto. Con esta metodología se permite mejorar la toma de decisiones financieras en un contexto en particular, debido a que representa un análisis que va más allá del modelo tradicional de valoración. De esta manera, se pretende ampliar el espectro de aplicación a otros sectores de la economía, sobre los cuales existe poca investigación.

Clasificación JEL: G3, G17, G30, G39.

**Palabras clave:** evaluación con opciones reales, combustibles líquidos, VPN expandido, CAPM, flexibilidad administrativa, árbol de eventos, opciones compuestas, multiopciones.

---

\* Departamento de Finanzas, Escuela de Economía y Finanzas, Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. [jparejav@eafit.edu.co](mailto:jparejav@eafit.edu.co).

\*\* Maestría en Administración Financiera, University/Institution: Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. [mauriciomejiaaguirre@hotmail.com](mailto:mauriciomejiaaguirre@hotmail.com).

\*\*\* Maestría en Administración Financiera, University/Institution: Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. [mgalle11@gmail.com](mailto:mgalle11@gmail.com).

## ABSTRACT

*This paper aims to determine the appropriate evaluation of a Colombian liquid fuel distribution project using the real option evaluation methodology, through a multi-option approach. Thus, each real option generated by the proposed project under study is determined and the additional perceived value is estimated by elements such as the presence of the occurrence risk of contingent events, volatility and the existing risk on cash flows. Using real options methodology made it possible to estimate an additional value to the project in a more accurate manner compared to the value that would have been obtained applying the traditional methodology of discounted cash flow. In addition, the proper use of this methodology made it possible to determine which decisions must be taken throughout the execution of the project. This methodology allows the improvement of the financial decision making within a particular context, enriched by an analysis that goes beyond the traditional valuation model. Thus, it is intended to expand the application range to other economic sectors in which there is little research.*

*JEL Classification: G3, G17, G30, G39.*

**Key words:** *real options evaluation, liquid fuels, expanded NPV, CAPM, administrative flexibility, event tree, compound options, multi-options.*

## Introducción

La metodología de evaluación por medio de flujos de caja descontados (*discounted cash flows* o DCF) es uno de los métodos más utilizados en la evaluación de empresas y en el análisis de proyectos, por medio de ella se determina el valor, descontando sus flujos de caja a una tasa ajustada por riesgo, que se calcula por lo general mediante un modelo de valoración de activos de capital (*capital asset pricing model* o CAPM), con el que se predice que el rendimiento de equilibrio de los activos financieros está en función de la covarianza del rendimiento del activo con el del mercado (Maya y Pareja, 2014).

El CAPM, define además, que el portafolio óptimo de activos riesgosos es exactamente el mismo, sin importar las preferencias de riesgo del inversionista, que lo cubre de manera independiente por medio de la diversificación (Herings y Kubler, 1999). A partir de los flujos de caja y con la tasa de descuento, se obtiene el valor presente neto (*net present value* o NPV) el cual si es positivo, significa que vale la pena emprender la inversión o, por el contrario, si es negativo, debe abandonarse (Ross, Westerfield y Jaffe, 1999).

La metodología de DCF presenta una serie de falencias, en tanto supone una sola tasa de descuento para todo el modelo (Pareja y Cadavid, 2016), suponiendo que el proyecto se desarrolla en un entorno estable, ya que no contempla el riesgo por volatilidad ni la flexibilidad del mismo; lo anterior implica ignorar que la gerencia puede adaptar su gestión a las condiciones y oportunidades que el mercado le presenta (Mascareñas, 2010). Con lo anterior se desconoce el teorema de Samuelson (1965, p. 219), que indica que “los cambios en el valor presente siguen una caminata aleatoria”. Por último, el método DCF supone de modo implícito, que las decisiones de inversión son ahora o nunca, es decir, ignoran el valor de esperar y mirar que se le ofrece al inversionista al momento de posponer o de modificar las decisiones, hasta que la incertidumbre sea resuelta (Smit y Trigeorgis, 2004).

Como método alternativo de evaluación ante las múltiples limitaciones expuestas, surge la metodología de evaluación con opciones reales (*real options approach* o ROA) (Myers y Turnbull, 1977), enfoque que complementa el tradicional DCF y que permite incluir la flexibilidad del negocio mediante decisiones, como por ejemplo, diferir, expandir o abandonar, entre otras.

El presente artículo tiene varios objetivos: (a) evaluar de forma apropiada, un proyecto real de expansión hacia una nueva zona geográfica de una empresa distribuidora mayorista de combustibles líquidos derivados del petróleo en Colombia, mediante el método ROA con el fin de estimar su correcto valor; (b) demostrar que en proyectos con alta incertidumbre y cuantiosas inversiones, se hace necesario utilizar la metodología ROA, como método de estimación más fiable; (c) identificar y evaluar apropiadamente las opciones que subyacen en el caso de estudio y (d) desarrollar para el método, una aplicación. Para lograr lo anterior, se procedió primero a utilizar el método tradicional DCF, mediante éste estudio se rechazó el proyecto ya que obtuvo un NPV negativo; por tanto, se planteó el uso del método ROA como una mejor alternativa de evaluación, dado que incorpora el riesgo por volatilidad y las diferentes opciones que se pueden dar a lo largo de la vida del proyecto, con el fin de obtener como resultado cuales de ellas se deberían ejecutar.

La hipótesis planteada fue la siguiente: “La utilización complementaria de ROA sobre DCF, permite evaluar de forma apropiada y estimar si es económicamente rentable un proyecto de combustibles líquidos en Colombia, cuando se presentan escenarios de persistencia y alta volatilidad y cuando existe la posibilidad de tomar diversas decisiones durante la ejecución del mismo”.

La principal motivación para realizar este estudio fue la ausencia en la revisión literaria de investigaciones sobre la aplicación de ROA en el sector

de distribución de combustibles líquidos. Por otra parte, es posible indicar que el sector presenta condiciones similares a trabajos que se han realizado en otros sectores de la economía, en los cuales existía presencia de alta incertidumbre y flexibilidad operativa, por lo tanto, es posible considerar este estudio como un referente en dicho contexto.

El artículo se compone de cuatro secciones, en la primera se revisan brevemente los conceptos básicos de las opciones reales, en la segunda sección se define el caso de aplicación, en la tercera se exponen todas las metodologías utilizadas y finalmente se presentan una serie de conclusiones.

## 1. Breve definición de opciones reales y algunas aplicaciones

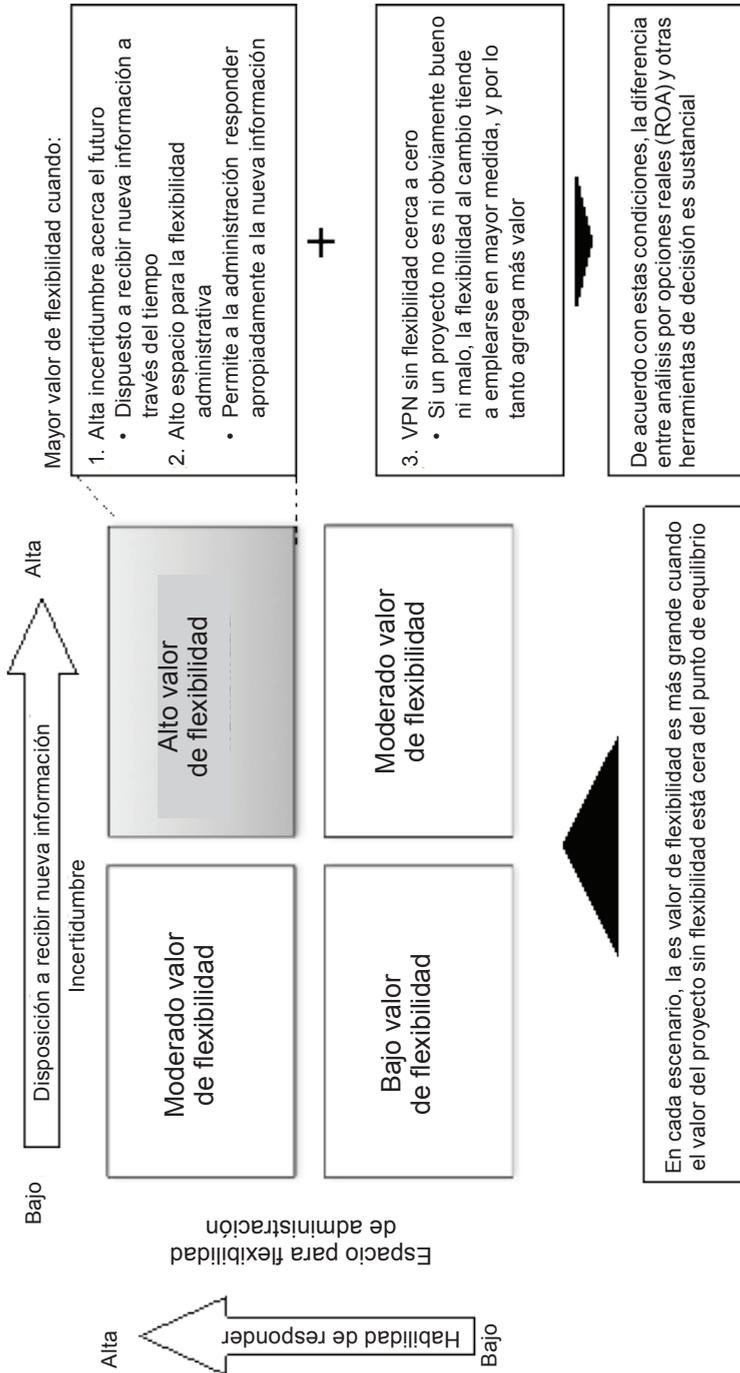
La metodología ROA se deriva a partir de la teoría de opciones financieras y como complemento al método DCF; en las opciones financieras, el valor se conoce a partir de la estimación de un activo subyacente, pues se presume que el mismo se encuentra correlacionado en sentido positivo con el valor de la opción, lo que no procede por lo general en las opciones reales, en las cuales no es posible utilizar un activo subyacente con características similares. El anterior hecho, permite que se utilice como activo subyacente el valor presente (*present value* o PV) del mismo proyecto sin flexibilidad, pues se reconoce que está correlacionado consigo mismo, planteamiento que se denomina (*marketed asseted disclaimer* o MAD).

El MAD no adopta ninguna premisa más fuerte que las utilizadas por la metodología del NPV, dado que, si en la actualidad se está tomando una decisión con base en dicho criterio, de modo razonable se pueden adoptar las mismas suposiciones con la metodología de evaluación mediante ROA (Copeland y Antikarov, 2003).

La Figura 1 permite demostrar en cuáles condiciones es óptimo aplicar el método de evaluación mediante ROA en función de dos variables: la habilidad para responder, es decir la flexibilidad y la disposición para recibir nueva información, que corresponde a la incertidumbre. Además, en proyectos que presentan NPV cercanos a cero y que incluyen grandes inversiones que se caracterizan por ser irreversibles, al menos en forma parcial (Dixit y Pindyck, 1994), la utilización de esta metodología se considera un factor necesario y decisivo (Amram y Kulatilaka, 2000).

Por otra parte, es importante que al momento de realizar un análisis a través de este enfoque, se defina cuál es el tipo de opción que se piensa

Figura 1. Valor de la opción en función de la incertidumbre y flexibilidad



Fuente: Traducción por los autores de Copeland y Antikarov (2003, p. 14).

considerar. La literatura (Borissiouk y Peli, 2002) con relación a este tema identifica los siguientes conceptos:

- **Diferir:** cuantifica el incremento en el NPV generado por los ingresos provenientes de una inversión inmediata y las pérdidas que se evitarían por esperar al resolver la incertidumbre.
- **Expandir o contraer:** incorpora la posibilidad de alterar la escala del proyecto de acuerdo con los cambios en las condiciones de mercado.
- **Abandonar o suspender en forma temporal:** cuando el PV no es suficiente para cubrir el valor de los gastos e inversiones futuras necesarias para sostenerse, se debe evaluar la posibilidad de interrumpir las operaciones en forma parcial o temporal.
- **Cambiar:** ofrece a su tenedor el derecho de cambiar entre dos tipos de operación, por un costo determinado. Se debe analizar que la inversión necesaria para hacer el cambio no sea mayor que el NPV adicional que se genere.
- **Compuesta:** son una combinación de múltiples opciones, que se pueden realizar en forma independiente (simultánea) o dependiente (secuencial) (Borissiouk y Peli, 2002).

También es importante mencionar que existen dos formas de utilizar esta metodología; la primera es determinar el valor de la opción de manera directa y la segunda, que es la más utilizada, permite hallar el valor de la opción, mediante la operación de restar el NPV estratégico (*strategic NPV* o NPVe), es decir, aquel valor que contiene la opción, y el generado por la valoración tradicional mediante DCF y que entrega como resultado un NPV sin flexibilidad o estático.

La literatura muestra que el modelo ROA ha sido aplicado en forma extensa en modelos de evaluación de proyectos en el mundo, en especial en los sectores de infraestructura, petrolero y energético. Existen en América Latina algunos estudios relevantes a referenciar, como son los de Caporal y Brandão (2008), quienes propusieron la utilización de ROA para la evaluación de plantas de generación de energía en condiciones de incertidumbre y con la posibilidad de elegir el tipo de venta de energía utilizando las opciones reales. Por su parte, Gonçalves y Ferreira (2008) realizaron un estudio acerca del biodiesel como fuente de energía renovable, en el que se evaluó el cambio que se puede hacer entre el diésel y el biodiesel, mediante la metodología de opciones reales secuenciales europeas. Los investigadores Bastian-Pinto *et al.* (2010), en su estudio compararon el precio del combustible mediante el

método de opciones reales, utilizando dos metodologías para estimar dicho precio; la primera fue el método del movimiento browniano geométrico y la otra, correspondió a un proceso de reversión a la media. Otra propuesta de aplicación del modelo de opciones reales fue empleado en una empresa multinacional española de la industria de componentes de automóvil, como una herramienta de estrategia empresarial (De la Fuente Herrero, 2005). Por último Palenzuela *et al.* (2004), aplicaron un modelo de opciones reales en la industria de componentes de automóvil, en el que identificaron y analizaron las opciones de crecimiento y de flexibilidad asociadas al compromiso inicial de recursos, se valoraron las opciones mediante el modelo log binomial.

En Colombia, también es posible encontrar investigaciones en las que se aplicó con éxito esta metodología; por ejemplo, Hernández y Martínez (2007) formularon un modelo de opciones reales condicionales (*conditional real options model* o MORC) para la evaluación de proyectos, cuando los flujos esperados son probabilísticos y contingentes al estado promedio de una variable exógena, para el caso de un proyecto de inversión en infraestructura petrolera. Concluyeron, además, que el MORC es el criterio de inversión más confiable cuando se evalúan proyectos con flujos condicionales y estocásticos. Por su parte, Maya *et al.* (2012), utilizaron ROA para la valoración de proyectos de energía eólica. En su estudio exploraron diferentes metodologías de evaluación de proyectos de generación de energía eólica y concluyeron que las mismas no serían viables desde el punto de vista financiero mediante métodos tradicionales de evaluación. Calle y Tamayo (2009) emplearon en Colombia la metodología de evaluación con opciones reales, en un proyecto de construcción de viviendas a través de la metodología de Black y Scholes. Se evaluó el proyecto por la metodología tradicional y la decisión inicial fue rechazarlo; luego mediante el uso de la metodología ROA, se evaluó la oportunidad de desarrollar la construcción por etapas y se obtuvo, al final, un proyecto viable desde el punto de vista financiero. Los anteriores estudios permitieron mostrar la importancia de realizar una apropiada estimación del verdadero valor de un proyecto, lo que permite concluir que la metodología ROA es la indicada para realizar dicha estimación.

## 2. Sector de distribución de combustibles líquidos en Colombia

La distribución de combustibles líquidos en Colombia fue definida como un servicio público por la Ley 39 de 1987 (Congreso de Colombia, 1987) y re-

glamentada más tarde en 2003, cuando se introdujo el uso de biocombustibles con alcohol carburante (etanol) y de aceite de palma (B100) mediante la resolución 180687 de 2003 (Ministerio de Minas y Energía, 2003), pero fue sólo a partir de 2009 cuando se reglamentó los biocombustibles para vehículos de pasajeros por medio de la resolución 180462 de 2009 (Ministerio de Minas y Energía, 2009) y el decreto 1135 del mismo año (Presidencia de la República, 2009).

## 2.1 Cadena de distribución

El decreto 4299 de 2005 (Presidencia de la República, 2005) estableció la estructura de agentes de la cadena de distribución de combustibles, que está integrada por tres actores:

- Productores refinadores e importadores: representados por Ecopetrol, que es una empresa social del Estado, de economía mixta y que tiene monopolio en la cadena y además, cobra por el transporte del combustible.
- Distribuidores mayoristas: son agentes que distribuyen el combustible a los grandes consumidores y a los distribuidores minoristas o estaciones de servicios (EDS). Tres empresas (Terpel, Chevron-Texaco y Exxon-Mobil) controlan el 83% de la distribución mayorista.
- Distribuidores minoristas: son las estaciones de servicio; su razón de ser es la comercialización de combustible al público y demás usuarios finales; existen alrededor de 4,634 estaciones que prestan el servicio en Colombia (Fendipetróleo y Yepes Alzate, 2009).

## 2.2 Distribución del ingreso

La estructura de precios definida por el Ministerio de Minas y Energía en Colombia, estableció el ingreso para cada uno de los participantes de la cadena de producción y comercialización; el productor tiene la mayor participación en la estructura de precios, como se puede apreciar en la Figura 2. También se fijó para el distribuidor mayorista un margen de intermediación, conocido como margen mayorista, que se calcula al considerar las inversiones en infraestructura, costos de operación y mantenimiento, los gastos operacionales y las pérdidas por evaporación y costos de aditivación,<sup>1</sup> que para

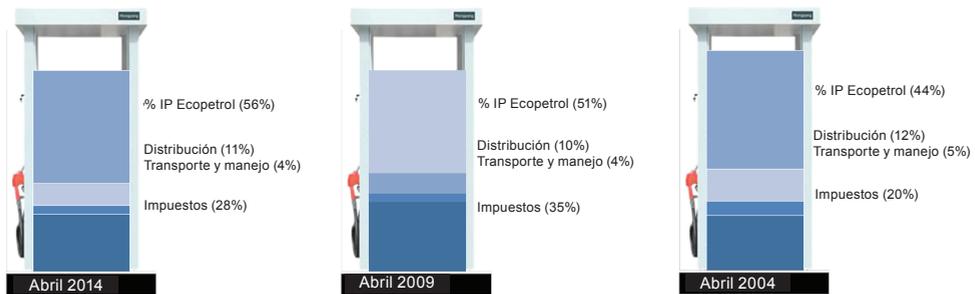
---

<sup>1</sup> Proceso mediante el cual se busca mejorar las propiedades de los combustibles mediante la adición de sustancias químicas.

el año 2014, se correspondía a un máximo de 305 pesos colombianos (COP) por galón para el ACPM y la gasolina corriente, según la resolución 9 1657 de 2012 (Ministerio de Minas y Energía, 2012).

El precio pagado por un consumidor final sobre un galón de combustible se distribuye a los diferentes participantes de la cadena de la siguiente forma (ACP, 2014):

Figura 2. Distribución del ingreso por galón en los agentes



Fuente: ACP (2014, p. 5).

### 3. Aplicación de la metodología de opciones reales a un distribuidor mayorista de combustibles en Colombia

Cada vez que una empresa toma una decisión de inversión que compromete su estrategia de negocio, está arriesgando el futuro de la misma, en especial cuando la inversión es alta y difícil de revertir y los flujos futuros esperados son volátiles e inciertos.

El sector de la comercialización de combustibles es un mercado estable, lo que dificulta la identificación de la tasa de crecimiento adecuada; por lo tanto, los flujos no representan el crecimiento potencial del negocio y las oportunidades de expansión e inversión que por lógica, se deben generar.

En el caso de valoración que se presenta a continuación se calculó, en primera instancia, la estimación del NPV de la empresa en marcha con la metodología tradicional DCF, sin tener en cuenta las oportunidades de expansión diferentes a su crecimiento natural, y en una segunda parte, en forma independiente, se obtuvo la evaluación de un proyecto de expansión de esta empresa, en una nueva zona geográfica.

Para la evaluación de la empresa distribuidora mayorista de combustibles líquidos derivados del petróleo se aplicó el modelo de DCF y se adoptó la metodología tradicional del costo promedio ponderado de capital (*weighted average cost of capital* o WACC), mediante el método *rolling WACC* o *circularity WACC*, el cual asume el efecto de circularidad entre el valor operativo de empresa y el WACC, para estimar el valor de la empresa, tema expuesto por Vélez Pareja y Tham (2002).<sup>2</sup> Como resultado se obtuvo un NPV de COP120,803 millones, como se puede ver en el Tabla 1.

El proyecto de crecimiento de la compañía consistió en expandir su operación a una nueva zona geográfica, lo que implicó la construcción de una planta adicional con conexión al poliducto, con una inversión inicial que ascendió a COP17,000 millones que abarcaba la compra de un lote y su respectiva adecuación, la construcción de nueve tanques de almacenamiento, una zona de abastecimiento de carrotanques y por último, la puesta en marcha del proyecto.

Con respecto al proyecto, los flujos de caja se estimaron mediante el tradicional DCF, utilizando los elementos que se indican en la Tabla 2, como referencia a la tasa libre de riesgo (risk free o Rf) para el mercado colombiano, se emplearon los TES o títulos de deuda pública del gobierno colombiano tipo clase "B" de vencimiento en julio de 2024, con una tasa de 6.5% efectivo anual equivalente a 6.3% anual continua; y para la tasa de crecimiento (growth o g) se igualó a cero, pues el crecimiento lo generarían las oportunidades de expansión que se estimaron mediante la metodología ROA. La financiación del proyecto se estimó en un 100% con recursos propios; por tanto, el costo patrimonial apalancado (levered cost equity o Ke) fue igual al que se estima mediante el modelo CAPM descrito por Markowitz (Besley & Bringham, 2009).

Tabla 2. Variables utilizadas para la valoración de los flujos de caja libres de la empresa y del proyecto

Parámetro	Valor
Rf	6.3%
g	0%
Ke	14%
WACC	9.80%

Fuente: Elaboración propia.

<sup>2</sup> Para este tema en específico, véase también [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=873686](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=873686).

Tabla 1. Cálculo del valor presente neto (NPV) de la empresa en marcha a través rolling wacc

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Flujo de caja de la operación	8,833,096	9,795,738	10,830,460	11,998,845	13,314,293	15,229,978	16,865,862	18,658,927	20,622,123	22,769,234	
Flujo de caja de la inversión	-5,437,810	-4,300,105	-1,699,345	-4,450,647	-4,920,450	-5,375,566	-5,800,756	-6,284,270	-6,803,102	-7,359,318	
<b>Flujo de caja del proyecto</b>	<b>3,395,286</b>	<b>5,495,633</b>	<b>9,131,114</b>	<b>7,548,197</b>	<b>8,393,843</b>	<b>9,854,412</b>	<b>11,065,106</b>	<b>12,374,657</b>	<b>13,819,021</b>	<b>15,409,917</b>	
Flujo de caja de la deuda	-11,365,240	1,633,127	3,574,190	6,998,211	1,520,320	0	0	0	0	0	0
Flujo de caja del ahorro de impuestos	223,084	179,469	158,664	28,934	0	0	0	0	0	0	0
<b>Flujo de caja de la financiación</b>	<b>1,410,042</b>	<b>3,394,721</b>	<b>6,839,547</b>	<b>1,491,386</b>	<b>0</b>						
<b>Flujo de caja del inversionista</b>	<b>1,985,243</b>	<b>2,100,912</b>	<b>2,291,567</b>	<b>6,056,811</b>	<b>8,393,843</b>	<b>9,854,412</b>	<b>11,065,106</b>	<b>12,374,657</b>	<b>13,819,021</b>	<b>15,409,917</b>	
<b>Flujo de caja del capital</b>	<b>-9,305,907</b>	<b>3,618,370</b>	<b>5,675,102</b>	<b>9,289,778</b>	<b>7,577,132</b>	<b>8,393,843</b>	<b>9,854,412</b>	<b>11,065,106</b>	<b>12,374,657</b>	<b>13,819,021</b>	<b>15,409,917</b>
<b>Flujo de caja libre</b>	<b>-9,305,907</b>	<b>3,395,286</b>	<b>5,495,633</b>	<b>9,131,114</b>	<b>7,548,197</b>	<b>8,393,843</b>	<b>9,854,412</b>	<b>11,065,106</b>	<b>12,374,657</b>	<b>13,819,021</b>	<b>15,409,917</b>
<b>WACC</b>	<b>10.04%</b>	<b>10.4%</b>	<b>11.12%</b>	<b>10.60%</b>	<b>10.77%</b>	<b>10.75%</b>	<b>10.71%</b>	<b>10.53%</b>	<b>10.43%</b>	<b>10.32%</b>	<b>10.22%</b>
Flujo de caja del accionista	2,059,333	1,985,243	2,100,912	2,291,567	6,056,811	8,393,843	9,854,412	11,065,106	12,374,657	13,819,021	15,409,917
Valor Patrimonial	118,743,339	129,153,655	142,051,742	155,166,823	165,893,021	175,332,725	184,251,294	192,589,493	200,297,623	207,158,621	212,923,469
Ke	10.44%	11.61%	10.85%	10.82%	10.82%	10.75%	10.71%	10.53%	10.43%	10.32%	10.22%
Deuda	11,365,240	10,624,451	7,768,137	1,404,583	0	0	0	0	0	0	0
APV(FCU/Ku)	129,623,653	139,466,738	149,652,970	156,545,290	165,893,021	175,332,725	184,251,294	192,589,493	200,297,623	207,158,621	212,923,469
A(Ku)	484,926	311,367	166,909	26,116	0	0	0	0	0	0	0
<b>Valor de la Firma</b>	<b>130,108,579</b>	<b>139,778,106</b>	<b>149,819,879</b>	<b>156,571,406</b>	<b>165,893,021</b>	<b>175,332,725</b>	<b>184,251,294</b>	<b>192,589,493</b>	<b>200,297,623</b>	<b>207,158,621</b>	<b>212,923,469</b>
NPV de la firma	120,802,672										
NPV del patrimonio	120,802,672										

APV: Valor presente ajustado; Ku: Costo de capital; AI: Ahorro tributario  
Fuente: Elaboración propia.

Para calcular el valor de los flujos del proyecto que ocurren después del período explícito, es decir, el valor terminal o valor de horizonte del proyecto, se utilizó la siguiente ecuación (Vélez Pareja y Tham, 2004):

$$\text{Valor de horizonte} = \frac{UODI * (1 + g) * (1 - h)}{wacc - g} \quad (1)$$

Donde:

- UODI*      Corresponde a la utilidad operacional después de impuestos del último período explícito.
- g*            Es la tasa de crecimiento.
- h*            Es tasa de inversión.
- wacc*        Es el costo promedio ponderado de capital.

Además de la adquisición de activos fijos, fue necesario realizar inversiones adicionales en capital de trabajo, dado que el proyecto poseía un ciclo de caja negativo, junto con inversiones para la vinculación de nuevos clientes o la renovación de contratos de suministro de combustible con las EDS. Fue también importante considerar los siguientes aspectos:

- a) Descuento: se estableció un porcentaje del margen mayorista, el cual se trasladó a las EDS como menor valor del precio por galón.
- b) Inversión en EDS: estaba compuesta por dos elementos; el primero se refiere a un costo de abanderamiento<sup>3</sup> y el segundo a una prima pagada de forma anticipada.<sup>4</sup> El valor presente de la inversión en EDS se estimó en COP6,237 millones.

Dadas las cuantiosas inversiones necesarias para poner en marcha la operación, se decidió iniciar evaluando un arrendamiento<sup>5</sup> a un tercero, que aunque costoso, ofrecía a la empresa la posibilidad de posponer la inversión hasta alcanzar ciertos niveles de operación en los que fuera rentable. Sin

<sup>3</sup> El abanderamiento de una estación de servicio corresponde a la dotación necesaria para que pueda ser identificada como comercializador autorizado del distribuidor mayorista que le suministra los productos.

<sup>4</sup> Es un valor pagado por adoptar la marca del distribuidor mayorista.

<sup>5</sup> Se refiere al alquiler de capacidad ociosa en los tanques de almacenamiento de un tercero.

embargo, al evaluar el proyecto por el método tradicional DCF y utilizando como criterio el NPV se obtuvo un valor de -COP662 millones. Ver Tabla 3.

Tabla 3. Cálculo del flujo de caja libre del proyecto sin incluir las opciones reales y criterio el valor presente neto (NPV)

Año	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
<b>Número de estaciones de servicio anuladas</b>												
Ventas (galtones)	4,448,280	8,167,843	12,832,589	17,589,818	21,973,379	24,554,082	26,707,286	27,937,729	28,703,608	28,990,644	29,280,551	29,280,551
Ventas (COP)	32,025,870,987	60,457,825,789	94,085,964,851	130,198,614,852	167,645,480,185	181,747,672,751	197,685,545,593	206,799,201,086	212,462,187,116	214,586,808,987	216,732,677,077	216,732,677,077
Costo (COP)	31,559,534,909	57,949,074,533	91,044,354,750	124,795,797,690	155,896,274,114	174,205,738,095	189,487,281,287	198,211,958,877	203,645,700,456	205,687,157,461	207,738,979,036	207,738,979,036
Utilidad Bruta ventas	1,366,316,078	2,508,802,257	3,941,607,101	5,402,817,162	6,749,256,071	7,541,934,657	8,203,304,311	8,381,242,260	8,816,486,659	8,904,651,526	8,993,698,041	8,993,698,041
Costo transporte	17,799,120	32,671,371	51,330,354	70,359,250	87,893,515	98,216,328	106,829,145	111,759,916	114,814,432	115,962,577	117,122,203	117,122,203
Descuento en ventas	594,347,494	1,091,378,982	1,714,599,089	2,350,225,466	2,935,926,391	3,280,741,576	3,568,437,375	3,732,840,383	3,835,171,697	3,873,573,414	3,912,258,648	3,912,258,648
Utilidad Bruta	775,477,464	1,384,801,904	2,175,677,658	2,982,333,447	3,725,436,165	4,162,970,961	4,526,037,791	4,736,659,961	4,866,500,530	4,915,165,535	4,964,317,191	4,964,317,191
Gastos variables	115,740,548	211,602,390	337,450,866	455,695,152	569,259,181	636,116,855	691,899,410	723,776,204	743,617,655	751,053,831	758,564,370	758,564,370
Margen de contribución variable	638,934,916	1,173,199,514	1,843,226,792	2,526,637,295	3,156,176,984	3,526,854,106	3,836,138,381	4,012,874,757	4,122,882,875	4,164,111,704	4,205,752,821	4,205,752,821
Personal	18,006,647	18,546,846	19,103,252	19,676,349	20,266,640	20,874,639	21,500,878	22,145,905	22,810,289	23,499,590	24,199,478	24,199,478
Arendamiento	409,894,824	752,640,677	1,182,482,130	1,620,865,149	2,084,776,821	2,462,586,397	2,760,991,293	2,974,372,678	3,104,945,998	3,151,395,658	3,198,109,412	3,198,109,412
Otros Fijos	78,070,000	79,708,600	81,352,200	83,002,800	84,659,400	86,327,000	88,005,600	89,695,200	91,395,800	93,107,400	94,830,000	94,830,000
Inversión en estaciones de servicio	1,487,760,000	1,186,708,000	1,487,760,000	1,487,760,000	1,334,894,000	741,380,000	593,104,000	296,592,000	148,276,000	0	0	0
<b>Gastos fijos</b>	<b>1,939,281,471</b>	<b>1,986,874,123</b>	<b>2,710,708,240</b>	<b>3,411,759,523</b>	<b>3,154,555,345</b>	<b>3,058,013,460</b>	<b>3,109,769,948</b>	<b>2,928,269,572</b>	<b>2,852,287,239</b>	<b>2,732,232,656</b>	<b>2,760,771,777</b>	<b>2,760,771,777</b>
Utilidad operacional	-1,300,346,535	-813,674,610	-871,481,549	-628,018,050	-255,562,539	468,846,438	726,368,433	1,084,605,184	1,270,995,636	1,431,879,048	1,444,981,094	1,444,981,094
Financiaci3n	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Utilidad antes de impuestos	-1,300,346,535	-813,674,610	-871,481,549	-628,018,050	-255,562,539	468,846,438	726,368,433	1,084,605,184	1,270,995,636	1,431,879,048	1,444,981,094	1,444,981,094
Impuestos	0	0	0	0	0	131,277,003	203,383,161	303,689,457	355,766,778	400,976,133	404,594,706	404,594,706
<b>Utilidad neta</b>	<b>-1,300,346,535</b>	<b>-813,674,610</b>	<b>-871,481,549</b>	<b>-628,018,050</b>	<b>-255,562,539</b>	<b>337,569,435</b>	<b>522,985,272</b>	<b>780,915,733</b>	<b>914,228,858</b>	<b>1,030,902,914</b>	<b>1,040,386,388</b>	<b>1,040,386,388</b>
<b>EBITDA</b>	<b>-1,300,346,535</b>	<b>-813,674,610</b>	<b>-871,481,549</b>	<b>-628,018,050</b>	<b>-255,562,539</b>	<b>468,846,438</b>	<b>726,368,433</b>	<b>1,084,605,184</b>	<b>1,270,995,636</b>	<b>1,431,879,048</b>	<b>1,444,981,094</b>	<b>1,444,981,094</b>
Capital de trabajo	-1,152,974,540	-2,117,068,791	-3,326,150,301	-4,559,201,733	-5,695,402,797	-6,364,309,679	-6,922,410,681	-7,241,336,031	-7,439,888,518	-7,514,247,004	-7,589,389,474	-7,589,389,474
Variaci3n de capital de trabajo neto operativo	-1,152,974,540	-964,094,251	-1,209,081,510	-1,233,051,433	-1,136,201,064	-668,906,882	-558,101,003	-318,925,340	-198,512,488	-74,308,485	-75,142,470	-75,142,470
Flujo de caja libre	0	-2,453,321,095	-1,777,768,861	-2,080,563,058	-1,861,069,483	-1,391,763,603	-200,060,444	169,267,431	765,679,835	1,072,083,148	1,357,480,562	1,357,480,562
<b>Flujo de caja libre</b>	<b>0</b>	<b>-2,453,321,095</b>	<b>-1,777,768,861</b>	<b>-2,080,563,058</b>	<b>-1,861,069,483</b>	<b>-1,391,763,603</b>	<b>-200,060,444</b>	<b>169,267,431</b>	<b>765,679,835</b>	<b>1,072,083,148</b>	<b>1,357,480,562</b>	<b>1,357,480,562</b>
Valor presente neto (NPV)	-661,729,344	1,726,424,314	3,674,212,304	6,116,613,827	8,580,050,278	10,816,781,522	12,882,086,018	13,100,666,263	13,628,442,033	13,898,094,631	13,909,744,812	13,909,744,812

Fuente: elaboración propia.

### 3.1 Proceso de cuatro pasos para la valoración del proyecto mediante ROA

Para realizar la evaluación por medio de opciones reales, se aplicó el modelo propuesto por Copeland y Antikarov (2003) que consiste en un proceso de cuatro pasos secuenciales, los cuales están expuestos en la figura 3, que permiten estructurar las posibles opciones y compararlas con el caso de base para identificar el valor que las mismas agregan al proyecto.

Figura 3. Proceso de cuatro pasos para evaluación por opciones reales.



Fuente: traducción por los autores de Copeland y Antikarov (2003, p.220).

#### Paso 1: caso de base sin flexibilidad mediante el modelo DCF

Para establecer el caso de base se tomó la metodología tradicional de evaluación mediante DCF, que arrojó un NPV estático de -COP662 millones; de estas proyecciones se restó el gasto de arrendamiento, dado que no se incurre en el caso en que se decidiera optar por construir la planta propia; tampoco se incluyeron las inversiones de crecimiento, pues formaban parte de las alternativas que se valorarían más tarde. Se obtuvo un PV de COP20,274 millones, es decir, sin flexibilidad. Ver Tabla 4.

#### Paso 2: construcción del árbol de eventos

En este paso se definieron las principales variables de incertidumbre; se estimó la volatilidad de los flujos de caja por medio del uso de la simulación de Montecarlo y se construyó el árbol de eventos.

#### *Definición de los parámetros del proyecto*

Con el fin de agregar al proyecto el efecto fluctuante de las condiciones de mercado, se procedió a analizar las diferentes variables del modelo y de esta forma se identificaron cuáles podrían llegar a tener un impacto significativo sobre el PV del proyecto.

Tabla 4. Comparativo entre el valor presente neto del proyecto sin opciones y el valor presente excluyendo las inversiones y gastos necesarios para ejecutar las opciones.

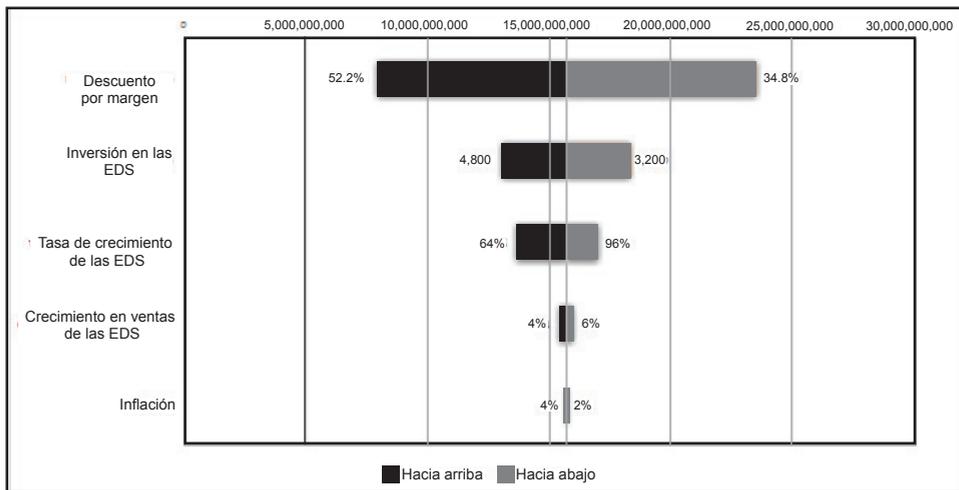
Año	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>Valoración sin flexibilidad</b>											
Flujo de caja libre	0	-2,453,321,095	-1,777,768,861	-2,080,563,058	-1,861,069,483	-1,391,763,603	-200,060,444	168,267,431	765,679,835	1,072,083,148	1,357,480,562
Perpetuidad											13,909,744,812
Flujo de caja libre más perpetuidad											15,267,225,375
Valor presente neto (NPV)	-661,729,344	1,726,424,314	3,674,212,304	6,116,613,627	8,580,050,278	10,816,781,522	12,082,084,018	13,103,666,263	13,628,442,033	13,898,494,670	13,909,744,812
<b>Valoración con flexibilidad</b>											
Flujo de caja libre menos arrendamiento	0	-2,043,426,271	-1,025,128,184	-898,080,928	-240,224,334	633,013,219	2,062,519,953	2,629,258,724	3,340,052,513	3,717,029,146	4,028,876,020
Perpetuidad											41,307,142,392
Flujo de caja libre más perpetuidad											45,336,018,413
Valor presente sin arrendamiento (PV)	20,273,630,101	24,313,613,601	27,733,158,609	31,362,414,863	34,691,225,494	37,474,621,508	39,102,621,018	40,324,207,963	40,955,303,612	41,271,573,244	41,307,142,392

Fuente: Elaboración propia.

En la figura 4 es posible identificar que las variables de mayor impacto sobre el PV en su orden fueron: descuento por margen mayorista e inversión EDS. Sin embargo, se encontró que estos dos parámetros impactaron el PV en el mismo sentido, porque ellos dependen de la negociación que se realice con los clientes; por tal motivo, se decidió por parte de los autores, seleccionar las variables descuento por margen y tasa de crecimiento de las EDS, dado que reflejan en forma más apropiada la relación que existe entre la empresa, el proyecto y su participación en el mercado.

Es importante resaltar el hecho que la volatilidad individual de cada una de las mencionadas variables fue diferente a la del proyecto (Copeland y Antikarov, 2003); por tanto, mediante la simulación de Montecarlo fue posible recrear lo anterior, al generar valores aleatorios a cada una, a partir del comportamiento de la distribución asignada, así: para la variable descuento por margen se tipificó mediante la distribución logarítmico-normal, con una media de 43.5% y una desviación estándar de 15.6% y en la que la concentración de los valores más probables se presentó para porcentajes de descuento inferiores a 60%; lo anterior se fundamentó en el análisis por parte de los autores acerca del comportamiento del mercado; y para la variable

Figura 4. Definición de las variables clave del proyecto, estimada sobre el criterio PV



Fuente: Elaboración propia con utilización de Crystal Ball®.

tasa de crecimiento de las EDS se utilizó la distribución logística, que tiene como principal propiedad que los datos se comportan en forma simétrica y están concentrados alrededor de la media.

Para definir el comportamiento de las dos variables anteriores se recurrió a una prueba de bondad de ajuste no paramétrica, en la que se empleó para tomar la decisión, el estadístico de prueba de *Kolmogorov-Smirnov* y con posterioridad se procedió hacer una regresión entre ellas, para identificar su grado de correlación, elemento éste que se incluyó al momento de realizar la simulación. Ver Tabla 5.

Tabla 5. Correlación estimada entre las variables de entrada críticas del proyecto

	Descuento por margen	Tasa de crecimiento de las EDS
Descuento por margen	1	0.998550824
Tasa de crecimiento de las EDS	0.998550824	1

Fuente: Elaboración propia.

### Estimación de la volatilidad: modelación de la incertidumbre

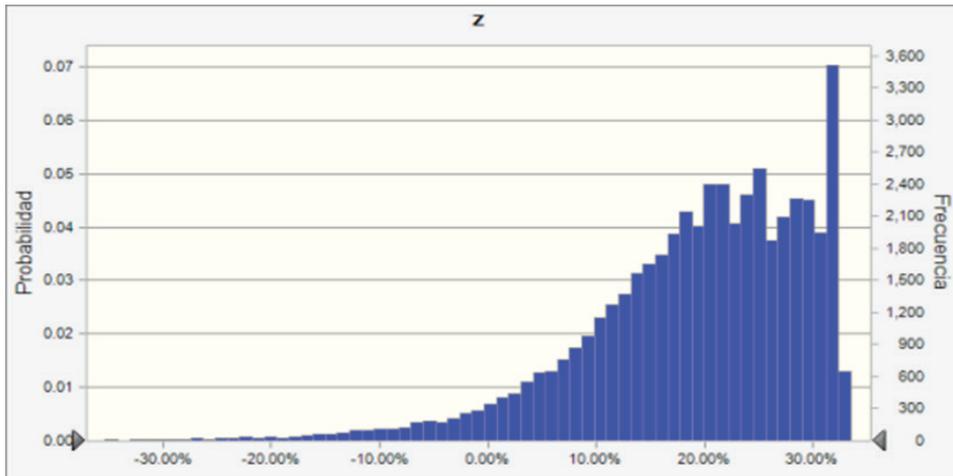
Se realizaron 50,000 iteraciones para determinar el valor medio de los flujos de caja, utilizando como criterio financiero la TIR modificada (*modified internal rate of return* o TIRM). Autores como Maya *et al.* (2012) la utilizaron como una tasa diferencial para las inversiones y reinversiones de capital y para los flujos de caja positivos del proyecto, además de demostrar sus múltiples ventajas. Como se puede ver en la Figura 5, la medida de volatilidad que se empleó como *proxy* fue la desviación estándar, misma que arrojó un valor de 18.66% anual.

### Construcción del árbol de eventos

Se utilizó por parte de los autores un modelo binomial discreto, a partir del PV como caso de base estimado: COP20,274 millones, como se puede ver a continuación en la Tabla 6.

Dado que el gasto de arrendamiento se le cobraba a la empresa como un porcentaje del margen mayorista por galón vendido, es decir, estaba expresado en función del volumen de ventas, se decidió construir un árbol que re-

Figura 5. Volatilidad de los flujos de caja libres del proyecto sin flexibilidad



Valores de previsión TIRM	
Iteraciones	50,000
Caso de base	18.65%
Media	16.93%
Desviación estándar	18.66%
Mínimo	-100.00%
Máximo	33.47%

Fuente: Elaboración propia con utilización de Crystal Ball®

flejara su comportamiento estocástico. En la Tabla 7 es posible observar los posibles valores que puede tomar dicho gasto en cada uno de los nodos. El valor de base de esta variable fue de COP410 millones para el período cero.

Paso 3: flexibilidad del proyecto. Construcción del árbol de decisión

#### *Definición de las opciones del proyecto*

A través de criterios de expertos y en conjunto con la gerencia, se definieron tres principales alternativas de la flexibilidad operativa y un escenario inicial en el que la operación se realizó mediante el arriendo de la capacidad

Tabla 6. Construcción del árbol binomial a través del valor presente del proyecto (VP) como activo subyacente

Valor presente											
Parámetros calculados											
Parámetros de entrada	u= 1.2051879										
Tasa anual libre de riesgo	d= 08297461										
Valor anual del subyacente	6.30%										
Precio de ejercicio X	Tasa libre de riesgo										
Vida de la opción en años	Probabilidad de riesgo neutral										
Desviación estándar anual	(up) 0.6212113										
Número de pasos por año	(down) 0.3787887										
Árbol de eventos para PV	1										
0	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0	20,274	24,434	29,447	35,489	42,771,	51,547	62,124	74,871	90,234	108,749	131,063
1	16,822	0	20,274	24,434	29,447	35,489	42,771	51,547	62,124	74,871	90,234
2	0	0	13,958	16,822	20,274	24,434	29,447	35,489	42,771	51,547	62,124
3	0	0	0	11,582	13,958	16,822	20,274	24,434	29,447	35,489	42,771
4	0	0	0	0	9,610	11,582	13,958	16,822	20,274	24,434	29,447
5	0	0	0	0	0	7,974	9,610	11,582	13,958	16,822	20,274
6	0	0	0	0	0	0	6,616	7,974	9,610	11,582	13,958
7	0	0	0	0	0	0	0	5,490	6,616	7,974	9,610
8	0	0	0	0	0	0	0	0	4,555	5,490	6,616
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3,780	4,555
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3,136
										145,24779	

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7. Construcción del árbol binomial correspondiente al gasto de arrendamiento estocástico del proyecto

		Arrendamiento										
Parámetros de entrada		Parámetros calculados										
Tasa anual libre de riesgo	6.30%	Crecimiento ( <i>up</i> )										
Valor anual del subyacente	0	Decrecimiento ( <i>down</i> )										
Precio de ejercicio X	410	Tasa libre de riesgo										
Vida de la opción en años	7	'Probabilidad de riesgo neutral										
Desviación estándar anual	36.60%	Probabilidad de riesgo neutral										
Número de pasos por año	1											
Árbol de eventos para arrendamiento		207,91634										
0	410	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1	591	852	1,229	1,772	2,555	3,684	5,312	7,660	11,045	15,926		
2	284	410	591	852	1,229	1,772	2,555	3,684	5,312	7,660		
3	0	197	284	410	591	852	1,229	1,772	2,555	3,684		
4	0	0	137	197	284	410	591	852	1,229	1,772		
5	0	0	0	95	137	197	284	410	591	852		
6	0	0	0	0	66	95	137	197	284	410		
7	0	0	0	0	0	46	66	95	137	197		
8	0	0	0	0	0	0	32	46	66	95		
9	0	0	0	0	0	0	0	22	32	46		
10	0	0	0	0	0	0	0	0	15	22		
											11	

Fuente: Elaboración propia.

de un tercero para almacenar el combustible, con un máximo de almacenamiento de 714,000 barriles.

*Alternativas de flexibilidad:*

- **Opción de expansión 1:** una vez alcanzado cierto nivel de operación, la gerencia consideró que sería conveniente construir una planta de almacenamiento propia con capacidad de 952,000 barriles. La inversión necesaria era de COP3,000 millones para la adquisición de un lote, de COP6,000 millones para la construcción de la planta de almacenamiento y de COP2,000 millones de inversión en las EDS. La inversión permitiría incrementar las ventas, generar ahorros por gasto de arrendamiento y eliminar el riesgo de dependencia del arrendatario. Se estimó que, en caso de proceder con la inversión, el VP podría incrementarse en un 50% y el plazo para ejercer la opción era desde el periodo cero hasta el sexto, inclusive.
- **Opción de expansión 2:** ejercida la primera inversión, la empresa podría decidir ampliar de nuevo su planta de almacenamiento para incrementar el volumen de los tanques en 952,000 barriles adicionales, para un total de 1,904,000. Para este escenario se contempló que el costo de la inversión sería de COP8,000 millones en los tanques y de COP4,000 millones de inversión en las EDS. Los autores estimaron que al realizarse dicha inversión, el PV se incrementaría en un 54% y su tiempo de vigencia se estipuló desde el año siete hasta el 10, inclusive. Se vislumbra esta opción como de tipo secuencial, ya que para ejecutarla era necesario haber realizado la primera.
- **Opción de abandono:** una vez iniciadas las operaciones, si la firma se encontraba en una situación de mercado poco favorable, se podría considerar la opción de abandonar el proyecto. Para este caso, se contempló la alternativa de ceder los contratos vigentes con las EDS, valorados en alrededor de COP5,000 millones, a un competidor. Esta opción se mantuvo vigente a lo largo de toda la vida útil del proyecto.

Con base en las opciones de flexibilidad, se procedió a realizar la construcción del árbol de decisión. Para tal efecto, se evaluó a partir de los nodos finales a través de la ecuación (2), con el objetivo de maximizar  $C_{10}$ .

$$C_t = \text{Max} \left[ PV_t * (1 + g_2) - I_2; PV_t - G_t; Abandono \right] \quad (2)$$

Tabla 8. Árbol binomial evaluado con las decisiones óptimas sobre las opciones que generó el proyecto

ÁRBOL DE DECISIÓN	
Parámetros de entrada	Parámetros calculados
Tasa anual libre de riesgo	6.30%
Valor actual del subyacente	20,274
Desviación estándar anual	18.66%
Precio de ejercicio X1	9,000
Precio de ejercicio X2	8,000
Inversión en EDS X1	2,000
Inversión en EDS X2	4,000
Abandono	5,000
Valor opción	21,551

Arbol de eventos para NPV	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0	20,890	26,253	33,191	42,234	53,157	66,321	82,186	103,302	126,960	155,473	189,837
1		16,717	20,896	26,272	33,218	42,234	53,157	67,383	83,671	103,302	126,960
2			13,440	16,705	20,907	26,346	33,419	42,653	53,868	67,383	83,671
3				10,874	13,389	16,613	20,784	26,222	33,348	42,653	53,868
4					8,942	10,880	13,333	16,471	20,554	25,976	33,348
5						7,517	9,050	10,956	13,312	16,228	19,864
6							6,437	7,694	9,299	11,296	13,761
7								5,573	6,526	7,836	9,515
8									5,027	5,590	6,571
9										5,000	5,000
10											5,000

Legenda	
■	Ejercer opción fase 2
■	Ejercer opción fase 1
■	Ejercer (mantener) opción de arrendamiento
■	Ejercer opción de abandono

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

$C_t$	Es el máximo valor presente neto para el período t.
$PV_t$	Es el valor presente en el período t para el nodo correspondiente.
$g_2$	Corresponde al incremento del valor presente si se ejerce la opción.
$I_2$	Es la inversión requerida para comenzar con la segunda fase.
$G_t$	Es el gasto de arrendamiento para el período t.
<i>Abandono</i>	Es el valor residual que se obtiene del proyecto si se ejerce la opción de abandonar.
$t$	Es el tiempo al vencimiento del proyecto.

Una vez definidos los PV máximos para el último período, se procedió a resolver la ecuación para el nodo inmediatamente anterior; en estos casos la fórmula utilizada correspondió a la siguiente ecuación (3):

$$C_t = \text{Max} \left[ PV_t * (1 + g_2) - I_2; \left( \frac{C_{ut} * p + C_{dt} * (1 - p)}{1 + r_f} \right) - G_t; \text{Abandono} \right] \quad (3)$$

Donde:

$C_t$	Es el máximo valor presente neto para el período t.
$PV_t$	Es el valor presente en el período t para el nodo correspondiente.
$g_2$	Corresponde al incremento del valor presente si se ejerce la opción.
$I_2$	Es la inversión requerida para comenzar con la segunda fase.
$G_t$	Es el gasto de arrendamiento para el período t.
<i>Abandono</i>	Es el valor residual que se obtiene del proyecto si se ejerce la opción de abandonar.
$C_{ut}$	Es el valor de la opción si el precio del activo sube en el período siguiente.

$C_{dt}$  Es el valor de la opción si el precio del activo baja en el período siguiente.

$r_f$  Corresponde a la tasa continua libre de riesgo.

Se debe repetir el proceso en cada uno de los nodos que corresponden a los períodos restantes hasta llegar al cero.

#### Paso 4: análisis del valor de la opción real

Al resolver cada uno de los nodos hasta el período cero se obtiene que el valor del proyecto es de: **NPVe = COP20,890** por lo tanto, a partir de este resultado se puede calcular el valor que agregan las opciones al proyecto: Ver Tablas 3, 4 y 8.

$$\text{Valor de la opción} = \text{NPVe} - \text{NPV}$$

$$\text{Valor de la opción} = 20,890 - (-662) = \text{COP21,552}$$

De lo anterior se puede determinar que el proyecto es viable si se incluyen en su valoración las opciones de flexibilidad que se pueden llegar a presentar durante su ejecución, valor que alcanza COP 21,552 millones.

En la Tabla 8 se puede analizar que es posible ejercer la primera opción de expansión a partir del año tres y la segunda a partir del año siete, mientras que la de abandono solo sería viable realizarla a partir del año nueve y ante muy malos resultados. Es importante mencionar que el caso inicial de arrendar es la mejor alternativa desde el año cero hasta el nueve. Vale la pena resaltar el hecho que el año 10 es el mejor período para ejercer la segunda opción, dado que se ejerció la primera.

#### 4. Limitaciones del trabajo y futuras investigaciones

Se presentaron algunas limitaciones en el desarrollo de la presente investigación, que se describen a continuación. Con el objetivo de identificar las variables de mayor impacto en el PV del proyecto se realizó el gráfico tornado, el cual aportó como principales variables el descuento que se realiza sobre el margen mayorista, y la inversión de las EDS, dado que ambas variables impactan de forma negativa el PV del proyecto, lo cual nos obligó a optar por simular otra variable como fue la de descuento. Por otra parte, las fuentes

de información que hacen referencia a leyes y decretos, presentaron dificultad en la consulta, dado que no se encuentra una base de datos de normas que hagan referencia a la distribución de combustibles líquidos derivados del petróleo. Finalmente, las variables que utiliza el Ministerio de Minas y Energía de Colombia para el cálculo del margen mayorista, no se expresan de forma explícita, y tampoco muestran determinada fórmula, por tales razones, el margen mayorista se utilizó como un valor estático.

Para futuras investigaciones se propone el uso de otras mercancías como subyacentes, *commodities*, bajo las mismas condiciones de esta investigación, al igual que se propone estimar las opciones que subyacen en el transporte del crudo y no necesariamente enfocadas en la forma tradicional que corresponde a la explotación y distribución.

## Conclusiones

La evaluación por el método tradicional DCF es de fácil aplicación. Sin embargo, se vuelve insuficiente en el momento de tomar una decisión; cuando el resultado es cercano o inferior a cero, cuando se tiene presencia de persistencia de alta volatilidad y cuando las decisiones de inversión no se pueden postergar.

La aplicación descrita en este artículo, se convierte en un claro ejemplo de cómo evaluar un proyecto distribuidor mayorista de combustibles en Colombia con la metodología de opciones reales, ya que le permitió a la gerencia tener en cuenta diferentes alternativas, que no se habían considerado desde el punto de vista tradicional; además le permitió estimar de una manera más adecuada el proyecto objeto de evaluación.

La metodología, a través de opciones reales, sigue el proceso de cuatro pasos propuesto por Copeland y Antikarov, que facultó en primer lugar detallar la situación actual, luego identificar los factores críticos del modelo y la estimación de la volatilidad del activo subyacente y finalmente, facilitó la identificación de las diferentes opciones que gozaba el proyecto y el respectivo valor adicional que éstas generan.

El análisis por opciones reales permite evidenciar que, ante escenarios prósperos la opción por ejecutar sería de expansión, en presencia de escenarios estables procedería la de arrendamiento, mientras que la de abandono sería la más conveniente ante resultados desfavorables.

## Referencias bibliográficas

- Amram, M., y Kulatilaka, N. (2000). *Opciones reales. Evaluación de inversiones en un mundo incierto*. Boston, Harvard Business School Press.
- Bastian-Pinto, C., Brandão, L., y de Lemos Alves, M. (2010). "Valuing the switching flexibility of the ethanol-gas flex fuel car". *Annals of Operations Research*, 176(1), 333-348. doi:10.1007/s10479-009-0514-7.
- Besley, S., y Bringham, E. (2009). *Fundamentos de administración financiera*. 14ª ed. México, Cengage Learning.
- Borissiouk, O., y Peli, J. (2002). "Real option approach to R y D project valuation: case study at Serono International S. A.", Lausana, University of Lausanne (disertación doctoral).
- Calle-Fernández, Ana María y Tamayo- Bustamante, Victor Manuel (2009). "Decisiones de inversión a través de opciones reales". *Estudios Gerenciales*, vol. 25, núm. 111, pp. 107-120.
- Caporal, A., y Brandão, L. (2008). "Valuation of a Power Plant with the Real Options Approach". *Brazilian Business Review*, 5(2), pp. 103-120.
- Copeland, T., y Antikarov, V. (2003). *Real options. A practitioner's guide*. Nueva York, Cengage Learning.
- De la Fuente Herrero, G. (2005). "Las opciones reales en la estrategia empresarial: el caso de Grupo Antolín". *Economía industrial*, (358), pp. 139-148.
- Dixit, A., y Pindyck, R. (1994). *Investment under uncertainty*. Princeton, NJ, Princeton University Press.
- Federación Nacional de Distribuidores de Combustibles y Energéticos, Fendipetróleo, y Yepes Alzate, J. C. (2009). "Combustibles: un mercado en evolución". Bogotá, Fendipetróleo.
- Gonçalves, E., y Ferreira, L. (2008). "Flexible Use of Diesel or Biodiesel: an approach via Real Options". *Brazilian Business Review*, 5(3), pp. 218-232.
- Grupo Aval (s.f.). *Grupo Aval*. Disponible en: [https://www.grupoaval.com/portal/page?\\_pageid=33,115460184&\\_dad=portal&\\_schema=PORTAL](https://www.grupoaval.com/portal/page?_pageid=33,115460184&_dad=portal&_schema=PORTAL).
- Herings, J. J., y Kubler, F. (1999). *The Robustness of the CAPM - A Computational Approach*.
- Hernández, A., y Martínez, C. (2007). "Modelo de Opciones Reales y Aplicación al Mercado Petrolero". *El trimestre económico*, 74 (294), pp. 329-348.
- Mascareñas, J. (2010, febrero). *Opciones reales: introducción*. Madrid, Universidad Complutense de Madrid. Disponible en: <http://pendientedemigracion.ucm.es/info/jmas/mon/30.pdf>.

- Maya, C., Hernández, J., y Gallego, Ó. (2012). "La valoración de proyectos de energía eólica en Colombia bajo el enfoque de opciones reales". *Cuadernos de Administración*, 25(44), pp. 193-231.
- Maya, C., y Pareja, J. (2014). "Valoración de opciones reales a través de equivalentes de certeza". *Ecos de economía*, pp. 49-71.
- Myers, S., y Turnbull, S. (1977). "Capital Budgeting and the Capital Asset Pricing Model: Good News and Bad News". *Journal of Finance*, pp. 321-333.
- Palenzuela, V., Lindo, J. M., y de la Fuente Herrero, G. (2004). "Las opciones reales en la industria de componentes del automóvil: una aplicación a la valoración de una inversión directa en el exterior". *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa* (18), pp. 97-120.
- Pareja Vasseur, J. y Cadavid, C. (2016). "Valoración de patentes farmacéuticas a través de opciones reales: equivalentes de certeza y función de utilidad". *Contaduría y Administración*, 61(4), 794-814. doi:dx.doi.org/10.1016/j.cya.2016.06.004.
- República de Colombia, Congreso de Colombia (1987). *Ley 39 de 18 de noviembre de 1987, por la cual se dictan disposiciones sobre la distribución del petróleo y sus derivados*. Bogotá, Congreso de Colombia. Disponible en: [ftp://ftp.camara.gov.co/camara/basedoc/ley/1987/ley\\_0039\\_1987.html](ftp://ftp.camara.gov.co/camara/basedoc/ley/1987/ley_0039_1987.html).
- República de Colombia, Ministerio de Minas y Energía (2003). *Resolución 180687 del 17 de junio de 2003, por la cual se expide la regulación técnica prevista en la Ley 693 de 2001, en relación con la producción, acopio, distribución y puntos de mezcla de los alcoholes carburantes y su uso en los combustibles nacionales e importados*. Bogotá, Ministerio de Minas y Energía. Disponible en: <http://www.alcaldiabogota.gov.co/sisjur/normas/Norma1.jsp?i=21978>.
- República de Colombia, Ministerio de Minas y Energía (2009). *Resolución 180462 de 27 de marzo de 2009, por la cual se modifica la resolución 8 2439 del 23 de diciembre de 1998 y se establecen disposiciones relacionadas con la estructura de precios del ACPM y de la mezcla del mismo con el biocombustible para uso en motores diésel*. Bogotá: Ministerio de Minas y Energía. Disponible en: [http://www.sipg.gov.co/sipg/Documentos/precios\\_combustibles/20](http://www.sipg.gov.co/sipg/Documentos/precios_combustibles/20) (Maya & Pareja, Valoración de opciones reales a través de equivalentes de certeza, 2014)09/180462\_2009.pdf.
- República de Colombia, Ministerio de Minas y Energía (2012). Resolución 9 1657 del 30 de octubre de 2012. Bogotá, Ministerio de Minas y Energía. <http://app.vlex.com/#vid/405259482>.
- República de Colombia, Presidencia de la República (2005). "Decreto 4299 de 2005, por el cual se reglamenta el artículo 61 de la ley 812 de 2003 y se esta-

- blecen otras disposiciones”. Bogotá, Presidencia de la República. Disponible en: <http://www.alcaldiabogota.gov.co/sisjur/normas/Norma1.jsp?i=18314>.
- República de Colombia, Presidencia de la República (2009). “Decreto 1135 de 31 de marzo de 2009, por el cual se modifica el decreto 2629 de 2007, en relación con el uso de alcoholes carburantes en el país y con las medidas aplicables a los vehículos automotores que utilicen gasolinas para su funcionamiento”. Bogotá, Presidencia de la República. Disponible en: <http://www.alcaldiabogota.gov.co/sisjur/normas/Norma1.jsp?i=35810>.
- Ross, S. A., Westerfield, R. W., y Jaffe, J. F. (1999). *Finanzas corporativas*, 5ª ed. México, McGraw-Hill.
- Samuelson, P. (1965). “Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly”. *Industrial Management Review*, 6, pp. 41-49.
- Smit, H., y Trigeorgis, L. (2004). *Strategic investment. Real options and games*. Princeton, NJ, Princeton University Press.
- Vélez Pareja, I., y Tham, J. (2004). ¿Coinciden EVA y utilidad económica (UE) con los métodos de flujo de caja descontado en valoración de empresas? *Paliantea*, 1(1), 89- 108. Disponible en: <http://journal.poligran.edu.co/index.php/poliantea/article/view/381/359>.



La revista  
**Estocástica: finanzas y riesgo**  
está incluida en el Sistema Regional de  
Información en Línea para Revistas Científicas  
de América Latina, el Caribe, España y  
Portugal



**CSH** *División  
de Ciencias  
Sociales y  
Humanidades*

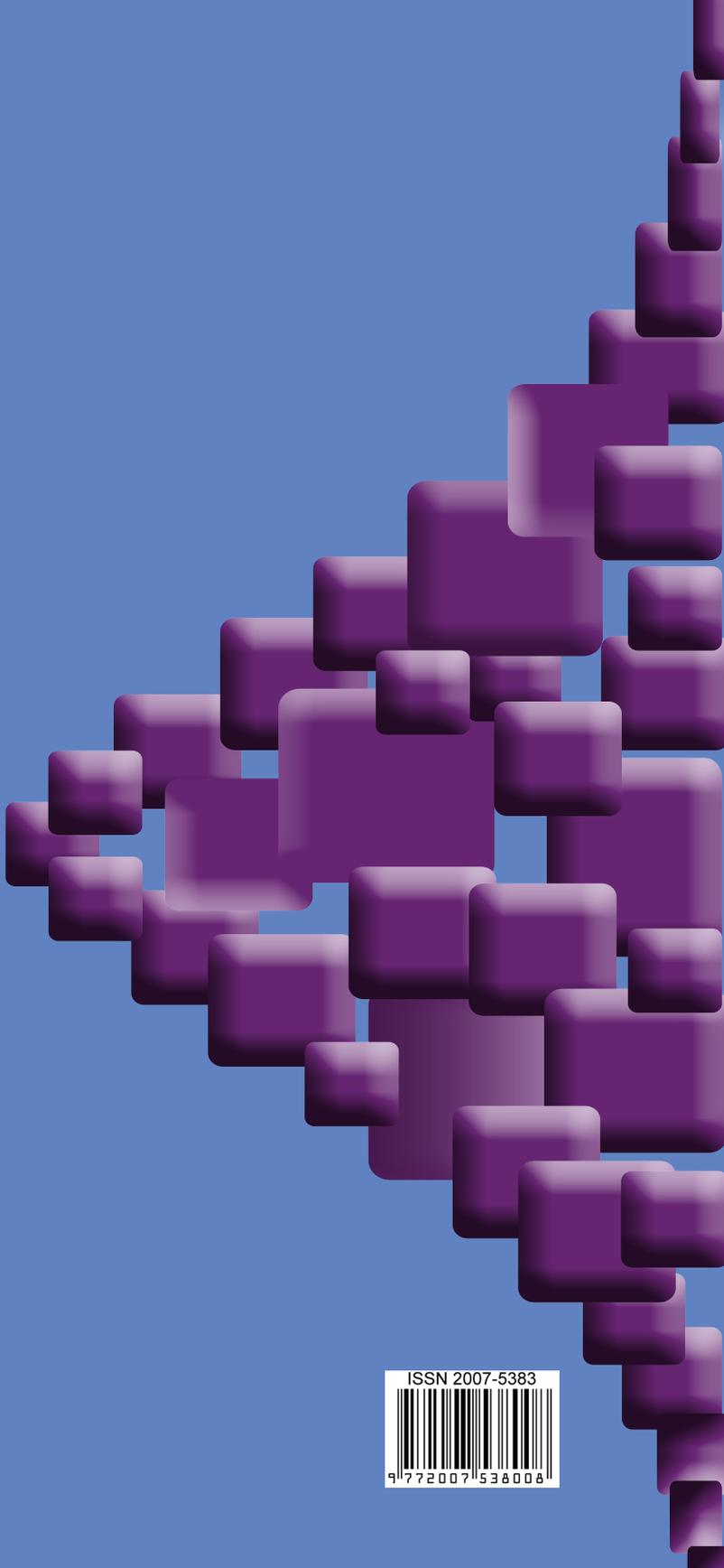
Departamento de  
**Administración** 

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



Departamento de  
**Sistemas**

 **Red para el  
Análisis de  
Riesgos  
Financieros**



ISSN 2007-5383



9 772007 538008