



Economía financiera:

M. Beatriz Mota Aragón
(coordinadora)

teoría, modelos
e investigación aplicada



BONILLA
ARTIGAS
EDITORES



Casa abierta al tiempo
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA METROPOLITANA

Economía financiera:
teoría, modelos
e investigación aplicada



Casa abierta al tiempo

Rector General

José Antonio de los Reyes Heredia

Secretaria General

Norma Rondero López

Coordinador General de Difusión

Francisco Mata Rosas

Director de Publicaciones y Promoción Editorial

Bernardo Javier Ruiz López

UNIDAD IZTAPALAPA

Rector

Rodrigo Díaz Cruz

Secretario

Andrés Francisco Estrada Alexanders

Director de la División de Ciencias Sociales y Humanidades

Juan Manuel Herrera Caballero

Coordinadora General del Consejo Editorial

de Ciencias Sociales y Humanidades

Alicia Lindón Villoria

Comité Editorial de Libros

Nora Nidia Garro Bordonaro / Universidad Autónoma Metropolitana, Iztapalapa

Pablo Castro Domingo / Universidad Autónoma Metropolitana, Iztapalapa

Pedro Castro Martínez / Universidad Autónoma Metropolitana, Iztapalapa

Gustavo Leyva Martínez / Universidad Autónoma Metropolitana, Iztapalapa

Alicia Lindón Villoria / Universidad Autónoma Metropolitana, Iztapalapa

José Manuel Valenzuela Arce / El Colegio de la Frontera Norte-Tijuana

Sarah Corona Berkin / Universidad de Guadalajara

El manuscrito de este libro ingresó al Comité Editorial de Libros del Consejo Editorial de Ciencias Sociales y Humanidades para iniciar el proceso de dictaminación en la sesión trimestral de invierno 2018, celebrada el 9 de abril de 2018 y quedó aprobado para su publicación el 1 de octubre de 2019.

Economía financiera: teoría, modelos e investigación aplicada

M. Beatriz Mota Aragón
(coordinadora)



A la evolución continua de la Economía Financiera.

“Todo debe ser hecho tan simple como se pueda pero no más simple”
Albert Einstein (1879-1955)

Economía financiera : teoría, modelos e investigación aplicada / Martha Beatriz Mota Aragón, coordinadora. – Ciudad de México : Bonilla Artigas Editores, 2020

368 pp. ; 17 x 23 cm.

ISBN 9786078636402 (Bonilla Artigas Editores) (impreso)

ISBN 9786078956364 (Bonilla Artigas Editores) (pdf)

ISBN 9786072816886 (UAM-Iztapalapa) (impreso)

ISBN 9786072830851 (UAM-Iztapalapa) (pdf)

1. Economía
 2. Finanzas
- I. Mota Aragón, Martha Beatriz, coord.

LC: HC135 E

DEWEY: 330.904 E

Los derechos exclusivos de la presente edición quedan reservados para todos los países de habla hispana. Queda prohibida su reproducción, parcial o total, por cualquier medio conocido o por conocerse sin el consentimiento por escrito de los legítimos poseedores de derechos.

Primera edición: junio 2020

D. R. © 2020

Bonilla Distribución y Edición, S.A. de C.V.,

Hermenegildo Galeana 111

Barrio del Niño Jesús, Tlalpan, 14080, Ciudad de México

editorial@bonillaartigaseditores.com.mx

www.bonillaartigaseditores.com

D. R. © 2020

Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa

Consejo Editorial de la División de Ciencias Sociales y Humanidades

San Rafael Atlixco 186, edificio H, segundo piso, Colonia Vicentina,

09340 Iztapalapa, Ciudad de México, México

ISBN: 978-607-8636-40-2 (Bonilla Artigas Editores) (impreso)

ISBN: 978-607-8956-36-4 (Bonilla Artigas Editores) (pdf)

ISBN: 978-607-28-1688-6 (UAM-Iztapalapa) (impreso)

ISBN: 978-607-28-3085-1 (UAM-Iztapalapa) (pdf)

Cuidado y coordinación editorial: Bonilla Artigas Editores

Diseño de portada: D.C.G. Jocelyn G. Medina

Diseño de interiores: D.C.G. Saúl Marcos Castillejos

Impreso y hecho en México

Contenido

| | |
|---------------|----|
| Prólogo | 11 |
|---------------|----|

| | |
|--------------------|----|
| Introducción | 13 |
|--------------------|----|

SECCIÓN I

FRONTERAS DE LA INVESTIGACIÓN EN ECONOMÍA FINANCIERA

| | |
|---|----|
| La economía financiera contemporánea <i>Edgar Ortiz y Alejandra Cabello Rosales</i> | 25 |
|---|----|

| | |
|--|----|
| Evolución del modelado en economía financiera y su investigación en México <i>M. Beatriz Mota Aragón y Francisco López Herrera</i> | 49 |
|--|----|

SECCIÓN II

PORTAFOLIOS Y MERCADO ACCIONARIO

| | |
|---|----|
| Medidas de diversificación para portafolios de inversión <i>José Antonio Núñez Mora y Martha Angélica León Alvarado</i> | 81 |
|---|----|

| | |
|--|-----|
| CAPM y dinámica de los Índices Sectoriales Invertibles de la Bolsa Mexicana de Valores <i>Christian Bucio Pacheco, David Conaly Martínez Vázquez y Edgar Ortiz</i> | 107 |
|--|-----|

SECCIÓN III

MERCADOS DE DEUDA Y ESTRUCTURA DE TASAS DE INTERÉS

| | |
|---|-----|
| Estructura de capital y valor de mercado de las empresas latinoamericanas en los tiempos de la crisis financiera global <i>María del Rocío Vega-Zavala y Roberto J. Santillán-Salgado</i> | 137 |
|---|-----|

| | |
|---|-----|
| Modelo cuantil-parsimonioso de las curvas de rendimiento: el caso México <i>Jorge Omar Razo de Anda, Ana Cecilia Parada Rojas y Salvador Cruz Aké</i> | 167 |
|---|-----|

| | |
|---|-----|
| Demanda de títulos de deuda, actividad económica, rendimiento y riesgo en México: una relación variante en el tiempo <i>Jorge Omar Razo de Anda, Francisco López-Herrera y Bernardo Bátiz Hurtado</i> | 183 |
|---|-----|

SECCIÓN IV

SISTEMA DE PENSIONES

| | |
|--|-----|
| Caracterización del número de regímenes en el desempeño de las SIEFORE mexicanas <i>Oscar V. de la Torre Torres</i> | 209 |
| Resiliencia y gestión de riesgos en sistemas de ahorro-inversión para el retiro <i>Fernando Jiménez-Carreón, Edgar Ortiz, Benito Sánchez-Lara y Tomás Bautista Godínez</i> | 233 |

SECCIÓN V

RELACIONES ENTRE MERCADOS

| | |
|---|-----|
| Contagio bursátil México-Estados Unidos y sus determinantes monetarios: análisis con cópulas dinámicas y RNA <i>Miriam Sosa Castro, Héctor Díaz Rodríguez y Alejandra Cabello Rosales</i> | 257 |
| Relación entre los precios internacionales del petróleo y la mezcla mexicana en el periodo 2010-2018 <i>Leovardo Mata Mata y Juan Delfino Salcedo Badillo</i> | 277 |

SECCIÓN VI

ADMINISTRACIÓN DE RIESGOS

| | |
|--|-----|
| Estrategias de cobertura de precios de gas natural de primera mano en México <i>Roberto R. Barrera Rivera y Humberto Valencia Herrera</i> | 303 |
| Superficie de riesgo y mapeo de los índices de riesgo del IPC, IBEX35 y S&P500 <i>José Antonio Climent Hernández y Domingo Rodríguez Benavides</i> | 329 |
| Resúmenes curriculares de los autores | 359 |

Prólogo

A partir de la globalización económica y financiera, y consiguientes medidas de desregulación, la actividad económica ha generado nuevos paradigmas. La definición de nuevos procesos modernos de producción, la relevancia de la competitividad y su pertinencia para el crecimiento y bienestar de las naciones han adquirido un papel predominante en la formulación de políticas públicas y privadas. La aparición de nuevos mercados, innovadoras formas de titulación y el surgimiento de nuevas instituciones o radicales modificaciones a las ya existentes, así como adelantos revolucionarios en las tecnologías de la comunicación, grandes bancos de datos, nuevos materiales y en otras áreas, han conllevado en varios niveles al surgimiento de más complejas relaciones comerciales, productivas y financieras. Un continuo ascenso en el número de agentes económicos, individuos y grupos familiares, empresas, instituciones y gobiernos participan en la actualidad en sofisticadas inversiones reales y financieras.

Los nuevos patrones de intercambio y flujos de mercancías y capital han renovado la forma y contenido de las negociaciones financieras y sus contratos, así como de sus relaciones presentes y futuras con sus sociedades y su creciente y longeva población. Una respuesta oportuna a tales retos financieros ha surgido del ámbito de la investigación en economía financiera y su explosivo desarrollo en las últimas décadas. Desde su inicio, la economía financiera, una ciencia de apenas siete décadas de existencia, ha contribuido no solo con importantes teorías y modelos a la optimización de las actividades financieras bajo condiciones de relativa incertidumbre pero, más importante aún, ha coadyuvado a un mejor entendimiento acerca de las crisis y otras adversidades que recurrentemente han afectado a los mercados financieros, contribuyendo además a la creación de condiciones que favorezcan una rápida recuperación, así como a la instauración de nuevas pautas de crecimiento.

Las más importantes aportaciones y de arraigado impacto en esta área se debe a las brillantes mentes de Markowitz, Modigliani y Miller, Tobin, Sharpe, Fama, y Scholes, todos ellos galardonados con el Premio Nobel de Economía por sus sobresalientes contribuciones teóricas. Sus trabajos han sido retomados por otros distinguidos y respetables académicos quienes han desarrollado sólidos pilares científicos sobre los cuales la economía financiera continúa desarrollándose a un paso acelerado y sus principios siguen aplicándose en nuevas prácticas profesionales y de la investigación financiera, exitosamente empleadas en el presente libro.

Estoy gratamente impresionado por el contenido de este notable trabajo de investigación, en el cual se ha materializado la experiencia y conocimiento de reconocidos economistas financieros mexicanos en un trabajo de alto rigor, originalidad y relevancia. Creo que su enfoque para fortalecer el conocimiento sobre los mercados e instituciones de México y América Latina es notable. Analiza los retos y oportunidades de sus mercados nacionales con teorías y modelos de frontera y adicionalmente es una importante contribución al área de economía financiera de los mercados emergentes no solo porque se avoca a analizar problemas de estas naciones con teorías y modelos de frontera, sino particularmente porque es una contribución bienvenida y ampliamente esperada para el desarrollo de la economía financiera en relación a los mercados emergentes. Considero a este trabajo como la semilla, el germen, para el surgimiento de un nuevo pilar de la economía financiera.

Felicito a la editora, la doctora M. Beatriz Mota Aragón, una académica bien reconocida, que cuenta con una trayectoria importante en publicaciones y congresos especializados, por su visión y esfuerzos para la realización de este trabajo. Mis felicitaciones y enhorabuena a los autores de los diferentes capítulos del libro; hago votos por su continuo éxito en el futuro. Finalmente, deseo expresar mi reconocimiento a las autoridades de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa, por el continuo apoyo brindado para la publicación de este libro. Personalmente, considero que este proyecto refleja su compromiso con la excelencia, lo cual la posiciona favorablemente entre las más distinguidas instituciones de investigación científica en México.

George Mentz JD MBA CWM

Presidente de la Global Academy of Finance and Management (GAFM)

Introducción

Se puede decir, sin temor a equivocarse, que la economía financiera es una rama del conocimiento dentro de la ciencia económica que es muy dinámica dada la velocidad vertiginosa con que se presentan nuevos adelantos, tanto desde la perspectiva teórica como de las aplicaciones a la vida cotidiana surgidas de ese siempre creciente cuerpo de literatura. Lo anterior se puede constatar directamente si se revisa la cantidad profusa de trabajos de investigación que se han publicado a partir de la segunda mitad del siglo xx, cuyo recuento pormenorizado no es una tarea sencilla. A pesar de ello, quizá nunca se pueda enfatizar en forma suficiente el grado de importancia de la investigación teórica y aplicada sobre los diferentes problemas, teóricos y fácticos, a los cuales se enfrenta en la actualidad la economía financiera. Sabemos de cierto que la acumulación de los avances teóricos en esta área de las disciplinas económicas ha contribuido a dar respuestas a muchas interrogantes planteadas en relación al funcionamiento de los mercados financieros y la interacción de las personas que con diferentes papeles actúan en ellos. Sin embargo, los nuevos retos surgidos como consecuencia de la constante evolución del mundo de las finanzas hacen necesario profundizar en el estudio de esa realidad; de forma tal que se puedan comprender mejor las causas y consecuencias de los fenómenos fácticos observados. Otra consecuencia de la creciente dificultad que entraña el análisis de la realidad financiera ha sido que se haya observado también la evolución continua del instrumental analítico que se encuentra a disposición de la investigación, docencia y práctica en el área de la economía financiera.

La edición de este libro consta de trece capítulos, los cuales constituyen una muestra actualizada del contenido de la agenda de investigación que orienta el trabajo cotidiano de la comunidad de académicos mexicanos empeñados en la comprensión de las decisiones financieras y el funcionamiento de los mercados financieros en México; naturalmente, tomando en consideración el grado de apertura de esos mercados y sus consecuencias. A esa colección de capítulos integrantes de esta obra colectiva, se añadieron dos contribuciones derivadas del trabajo que han venido llevando a cabo los editores en las que se presenta el contexto teórico y el instrumental analítico en el que se han fundamentado los principales avances de la disciplina, así como la panorámica de lo que ha sido durante las cuatro décadas pasadas la investigación en la materia en México. El conjunto de capítulos que integran esta obra se dividió en seis secciones que aglutinan varios trabajos en tópicos importantes de la economía financiera.

Es conveniente señalar que el esfuerzo colectivo realizado para dar vida a la presente obra se suma a contribuciones anteriores que han tratado ya, por varias décadas, de promover la investigación financiera en México, basándose en su amplio desarrollo mundial. Sin embargo, también conviene destacar que si bien la presente obra busca sumarse a ese conjunto previamente existente, al mismo tiempo se distingue de él porque se busca vincular los diferentes trabajos de investigación que dan forma a la obra con las raíces teóricas de la disciplina y la evolución continua de las herramientas de análisis pertinentes para la investigación y praxis. Naturalmente, al igual que las obras previas que se han publicado en México en relación con estos temas, este libro busca contribuir no solamente al conocimiento de nuestra realidad, sino también a presentar posibles soluciones a los problemas financieros que nos han aquejado al aplicar en la práctica fundamentos científicos para la toma de decisiones por parte de los agentes económicos. Estos son de hecho el *leitmotiv* que unifica los diversos capítulos del libro.

En este orden de ideas, cabe resaltar que la toma de decisiones por parte de las empresas, instituciones financieras y gobiernos frente a las vicisitudes de los mercados hasta mediados del siglo pasado los agentes económicos no contaban con teorías y herramientas adecuadas que les permitiera afrontar la incertidumbre de sus negocios y actividades económicas. El futuro se lo confrontaba con la experiencia, valioso conocimiento, incluso en el actual y contradictorio entorno de continuas profundizaciones de la globalización e integración de los mercados reales y financieros, pero, al mismo tiempo, resquebrajándose con fuertes síntomas y procesos de desglobalización y proteccionismos. La experiencia, sin embargo, siempre ha sido insuficiente para desarrollar estrategias, métodos y criterios que permitan resolver problemas financieros. La experiencia dictaba entonces, hasta mediados del siglo pasado, patrones de acción operativos e incluso estratégicos; en gran medida limitados porque en la microeconomía financiera aún no se dimensionaban cuantitativamente ni los errores y aciertos pasados, ni las relaciones entre variables financieras clave para confrontar el futuro. Aún más, la toma de decisiones más trataba de adaptar operaciones e inversiones de las empresas, inversionistas reales y financieros e incluso políticas gubernamentales adhiriéndose a las fases de los ciclos económicos y de los negocios. Esto es, incrementando inversiones y operaciones durante fases expansivas, y disminuyéndolas en fases recesivas.

Estas limitaciones en las finanzas microeconómicas se resolvieron con la aparición de valiosas teorías y modelos que han tenido notables innovaciones que han contribuido a una toma de decisiones financieras, en un quehacer con

fundamentos científicos, que permiten aproximar cuantitativamente relaciones entre variables financieras para pronosticar situaciones futuras; optimizar ganancias; minimizar riesgos y pérdidas; medir la sensibilidad de variables clave ante innovaciones y turbulencias de los mercados y, en fin, tomar decisiones idóneas que contribuyan no solo en beneficio microeconómicos de empresas e individuos, sino también que, en conjunto, contribuyan al desarrollo y bienestar de las naciones.

La clave para la conversión de las finanzas en una verdadera ciencia radica en la creatividad humana, en la heurística para inventar nuevas rutas para resolver problemas. En las finanzas esta creatividad se manifestó en la modelación cuantitativa de las relaciones entre variables financieras o de comportamientos institucionales. La clave es el desarrollo de teorías y modelos de frontera; lo que está presente, como un todo integrador, en los diferentes capítulos que conforman este libro.

La primera sección, “Fronteras de la investigación en economía financiera” comprende los dos primeros capítulos que en conjunto ofrecen el marco teórico de la modelación en las finanzas, y de las aplicaciones y avances realizados en la economía financiera en México. Es decir, dicha sección se constituye por su contenido en el elemento integrador de los capítulos que forman las diferentes secciones del resto de la obra.

En el primer capítulo Edgar Ortiz y Alejandra Cabello presentan los pilares teóricos de la economía financiera dando un especial reconocimiento a sus creadores. Sus contribuciones dieron lugar a la conversión de las finanzas en un quehacer científico apoyado desde su inicio con métodos cuantitativos.

Estas teorías y modelos dieron lugar a otros pilares de la economía financiera igualmente bien identificados en este capítulo, como es la teoría de la Información asimétrica de Akerloff; la teoría de la agencia y gobernanza corporativa de de Ross y Mitnick, entre otros; la importante teoría sobre la estructura temporal de las tasas de interés de Vacik; las finanzas conductuales de Kahnemann, Tversky, y Thaler entre otros; y las teorías de análisis y administración de riesgos impulsadas por J. P. Morgan y varios autores. A estos 11 pilares de la econometría financiera Ortiz y Cabello añaden otras cinco importantes contribuciones de la economía y otras ciencias todas afirmando el carácter cuantitativo de la econometría financiera. El capítulo resalta estos pilares como semillas que dieron, y siguen dando, lugar a ulteriores desarrollos en la teoría y modelación financieras, hecho que se aborda en el segundo capítulo.

Este capítulo, escrito por M. Beatriz Mota y Francisco López, tiene como primer objetivo complementar el primer capítulo presentando de manera más de-

tallada la formalidad en la especificación de los modelos más relevantes que han permitido tanto los principales avances teóricos en la materia como el desarrollo del instrumental analítico que se encuentra actualmente a disposición de quienes se ocupan de la investigación académica, docencia y práctica en el área de la economía financiera.

El segundo objetivo que se persigue en dicho capítulo es ofrecer una panorámica general de la evolución de la investigación académica que se ha ocupado del estudio de los fenómenos propios de ese campo de conocimientos desde el periodo inmediatamente anterior de las reformas económicas que han conducido al proceso de la liberalización de los mercados financieros nacionales, la cual marca un cambio de rumbo no solo para el país, sino como una consecuencia lógicamente necesaria, también a la agenda de la investigación llevada a cabo por académicos nacionales. En resumen, se puede decir que este capítulo constituye la argamasa entre los planteamientos teóricos presentados en el capítulo inicial y el resto de los capítulos subsecuentes o, alternativamente, sus contenidos se pueden ver como los goznes que permiten abrir la puerta y adentrarse en los contenidos de las secciones posteriores partiendo de los planteamientos antes enunciados.

En congruencia con las revisiones teóricas y de modelación resumidas en los dos capítulos precedentes, la sección II del presente libro aborda investigaciones sobre “Portafolios y mercado accionario”. Su primer capítulo toma como punto de partida el primer pilar de la economía financiera: la diversificación para la optimización de portafolios; diversificar un portafolio o una cartera, consiste en distribuir el monto total de la inversión en varios instrumentos o activos, con el objeto de mitigar el riesgo. En este capítulo elaborado por José Antonio Núñez y Martha Angélica León, se proporciona una descripción de algunas medidas utilizadas para cuantificar el nivel de diversificación de un portafolio de inversión. Estas medidas han sido desarrolladas a través de distintos enfoques, los cuales involucran elementos tales como, un conteo simple del número de instrumentos incluidos en el portafolio, las características de riesgo y rendimiento asociadas a dichos instrumentos, la estructura de correlaciones y los factores de riesgo asociados a las distintas clases de activos consideradas en el portafolio. Adicionalmente, se presentará un comparativo de cuatro índices de diversificación desarrollados en este documento, tomando como referencia dos índices bursátiles mexicanos y sus respectivos Exchange Traded Funds (ETF), con el fin de realizar un breve análisis sobre su desempeño financiero, tratando de identificar si alguna de las cuatro métricas de diversificación realmente refleja la capacidad que tiene el portafolio (índice o ETF) de mitigar los riesgos. Los resultados de la

medición de los niveles de diversificación sugieren que el indicador calculado a través del análisis factorial refleja, de mejor forma, la diversificación al capturar, de mejor forma, la varianza del portafolio, las caídas en sus niveles e, inclusive, a distinguir si un ETF es más eficiente o no respecto a su índice subyacente.

El capítulo “CAPM y dinámica de los índices sectoriales invertibles de la Bolsa Mexicana de Valores”, elaborado por Christian Bucio, David Conaly y Edgar Ortiz, congruente con la aplicación de modelos fincados en los pilares de la economía financiera, analiza el comportamiento de sensibilidad de los índices sectoriales invertibles del mercado accionario mexicano mediante el modelo CAPM incorporando un componente dinámico, para identificar cuando se cumple la validez del modelo. La estimación de la metodología del CAPM se realiza vía la implementación de ventanas móviles de 52 datos, de noviembre de 2009 a septiembre de 2016. Se analiza la significancia estadística de los parámetros (betas y alfas) y de los residuos (linealidad del modelo, homocedasticidad y no autocorrelación) del modelo CAPM a través del tiempo. La evidencia empírica confirma los constantes cambios en el comportamiento y significancia de los parámetros y residuos del modelo, resaltando la identificación de cuando se cumple la validez del modelo CAPM.

La sección III, “Mercados de deuda y estructura de tasas de interés”, ofrece en tres capítulos otras modelaciones econométricas para examinar los mercados de deuda y estructura de tasas de interés. En el quinto capítulo, los autores María del Rocío Vega y Roberto Santillán, aplican los avances teóricos y modelos sobre estructura del capital de Modigliani y Miller como una importante contribución para dar respuesta en el contexto contemporáneo y de América Latina a la pregunta teórica, ampliamente discutida en la literatura de las finanzas corporativas, sobre si la palanca financiera influye en forma positiva, negativa, o simplemente no influye sobre el valor de mercado de la empresa pública. Su trabajo, “Estructura de capital y valor de mercado de las empresas latinoamericanas en los tiempos de la crisis financiera global”, estudia el problema del endeudamiento examinando una muestra de empresas públicas no financieras de seis países de América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Las empresas de la muestra representan a prácticamente todas las industrias, con excepción del sector financiero. En particular, el interés del trabajo se concentra en el análisis del comportamiento de la relación entre la deuda y el activo total, y la Q de Tobin, como proxy del valor de mercado de la empresa, antes, durante, y después de la crisis financiera de 2008-2009. Se utiliza el análisis de panel con el objetivo de determinar si se modifica la sensibilidad de la Q de Tobin a cambios en la palanca financiera y tres variables de control (tamaño, liquidez y tan-

gibilidad), mediante el contraste de las estimaciones para el periodo de análisis completo (2004-2014) y los tres subperiodos correspondientes a precrisis (2004-2006), crisis (2007-2009) y poscrisis (2010-2014).

En el sexto capítulo, “Modelo cuantil-parsimonioso de las curvas de rendimiento: el caso México”, confirma la aplicación y necesidad de innovaciones en la modelación de la economía financiera y sus aplicaciones en México; Jorge Omar Razo, Ana Cecilia Parada y Salvador Cruz hacen uso del modelo Nelson-Siegel para determinar la curva cupón cero, bajo el supuesto de normalidad. Sin embargo, si la distribución de los nodos no es normal, la estimación paramétrica puede tener un ajuste deficiente como consecuencia de los valores extremos presentes en las tasas de interés, los cuales están asociados a periodos de ajuste macroeconómicos o de alta volatilidad. Dado que el modelo Nelson-Siegel depende fuertemente del parámetro de ajuste, Tau, de la tasa corta y de la madurez de los activos; la estimación de los parámetros de mejor ajuste a través de un proceso de iteración implica un problema econométrico y computacional. En este respecto, este capítulo analiza las diferencias de ajuste del modelo de Nelson-Siegel tradicional (modelo de tres factores) y la versión del modelo por cuantiles para el caso de la economía mexicana. Se propone un algoritmo para la obtención del parámetro de ajuste Tau para cada cuantil, incluyendo la media y un sistema de alerta temprana basado en las expectativas económicas implícitas en la estructura de plazo basado en la diferencia estadística de los parámetros de ajuste Tau para cada cuantil.

La teoría y modelo de estructura de capital de Modigliani y Miller no abordó sus determinantes. Se concentró en el impacto del apalancamiento en el valor de la empresa, como lo abordan Rocío Vega y Roberto Santillán en el quinto capítulo. En este séptimo capítulo, Jorge O. Razo, Francisco López y Bernardo Bátiz presentan en “Demanda de títulos de deuda, actividad económica, rendimiento y riesgo en México: una relación variante en el tiempo”, un análisis inicial para determinar cuáles son los factores que determinan la demanda de títulos de deuda en México. Para efectos de este análisis se considera que la actividad económica, el comportamiento de la bolsa de valores, la tasa de los Certificados de la Tesorería de la Federación a 28 días y la volatilidad del mercado accionario son variables que funcionan como determinantes en la toma de decisiones de los inversionistas. Cabe mencionar que para este estudio las variables fueron ajustadas por la inflación con el fin de encontrar el impacto directo de la misma sobre la demanda por este tipo de títulos, es decir, las variables nominales fueron transformadas a su contraparte real. Siguiendo el método propuesto por Bai y Perron,

se encuentra evidencia empírica de la importancia que tienen estas variables para determinar la demanda de títulos en el mercado de deuda en México.

La cuarta sección del presente libro, “Sistemas de pensiones”, aborda con un sólido marco teórico y de modelación empírica el problema de sistemas de pensiones, tema de reciente y extrema preocupación dada los cambios poblacionales y estructuras en el empleo que han obligado en las últimas décadas a reformar los sistemas de pensiones. Los análisis presentados no son estudios actuariales; aplican conceptualizaciones y modelaciones de la economía financiera para identificar problemas y proponer soluciones. Siguiendo esta preocupación, Oscar de la Torre en el octavo capítulo, “Caracterización del número de regímenes en el desempeño de las SIEFORE mexicanas”, prueba la bondad de ajuste de utilizar un modelo con cambio markoviano de regímenes (filtro de Hamilton) para describir el desempeño de los rendimientos semanales de los cuatro tipos de SIEFORE. Se parte del supuesto que los rendimientos de las SIEFORE se originan con un proceso estocástico gaussiano de dos regímenes o bimodal. Al emplear los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, así como una prueba en retrospectiva (*backtest*) visual de los rendimientos de las SIEFORE. La evidencia empírica señala que la caracterización de los rendimientos con dos regímenes de probabilidad es adecuada en términos estadísticos y útil para cuantificar las pérdidas potenciales en periodos de “estrés” o “mal desempeño” en los mercados financieros. La utilidad práctica de este resultado radica en la eficiencia informacional que se genera entre los ahorradores del sistema de pensiones para realizar una selección más informada de su SIEFORE.

Por último, en esta sección dedicada a pensiones, el noveno capítulo aborda el problema de la “Resiliencia y gestión de riesgos en sistemas de ahorro-inversión para el retiro”; sus autores, Fernando Jiménez, Edgar Ortiz, Benito Sánchez y Tomás Bautista proponen y aplican un marco para la evaluación de estrategias de ahorro-inversión fundamentado en la métrica de riesgo del costo de resiliencia, incorporado en un proceso adaptativo de gestión de riesgos. Se realiza un análisis comparativo de un conjunto de estrategias de ahorro-inversión simulando el impacto de tendencias desfavorables en los rendimientos de un plan hipotético de ahorro para el retiro aplicando un proceso aleatorio sin reemplazo (*boothstrapping*). Las estrategias dirigidas a disminuir la vulnerabilidad e incrementar la flexibilidad de respuesta sistémica permiten fortalecer la resiliencia en planes de ahorro para el retiro. La propuesta aplica aspectos institucionales y financieros de México, pero puede ser fácilmente extendida para otras economías empleando sus respectivos marcos institucionales y de valuación financiera.

Como se señaló en los dos primeros capítulos del presente libro, una importante contribución de la economía financiera es la búsqueda de relaciones entre variables y entre el comportamiento de los mercados e instituciones financieras. La sección v, “Relaciones entre mercados”, resalta este problema con la aplicación de importantes modelos derivados de los pilares de la economía financiera y sus extensiones.

En el décimo capítulo, Miriam Sosa, Héctor Díaz y Alejandra Cabello abordan el problema de contagio bursátil; concretamente, “Contagio bursátil México-Estados Unidos y sus determinantes monetarios: análisis con cópulas dinámicas y RNA”, examinan, en el contexto financiero global actual, la dependencia que existe entre los diversos mercados y los cambios en la misma a través del tiempo; es preciso resaltar que este es un tema de suma relevancia, considerando los recientes acontecimientos (crisis *subprime*, financiera global y de la deuda soberana). Con el objetivo de incrementar el conocimiento y, con ello, el entendimiento de las crisis financieras y su transmisión, se han desarrollado métodos de frontera, los cuales, además, se han integrado, para obtener análisis más refinados. En esa dirección, dicho capítulo analiza la evolución de la relación de dependencia bursátil México-Estados Unidos a través del tiempo, así como, determinar si los cambios en dicha dependencia pueden ser explicados a través de las principales variables monetarias: tipo de cambio, precios del petróleo, tasas de corto y largo plazos y diferenciales de tasas de interés. Lo anterior para el periodo febrero 2004 a junio del 2016. Con este propósito, los autores proponen una metodología que integra dos modelos: en primer lugar, para medir la dependencia dinámica, y cambios abruptos en la misma (efecto contagio), entre los rendimientos bursátiles diarios del S&P 500 y del IPC, se propone la aplicación de cópulas mediante la utilización de ventanas móviles de 251 días; en segundo lugar, se realiza el análisis de la importancia normalizada a través de la estimación con redes neuronales artificiales (RNA), con el objeto de saber si es que las variables monetarias en cuestión explican los cambios en la dependencia bursátil.

El siguiente capítulo, “La relación entre los precios internacionales del petróleo y la mezcla mexicana en el periodo 2010-2018”, que presentan Leovardo Mata y Juan Salcedo, estudia las correlaciones dinámicas de los rendimientos de los precios del petróleo West Texas Intermediate, Dubái, Brent y mezcla mexicana. Conforme a la evolución de la modelación financiera revisada en el apartado anterior, este capítulo emplea diversas especificaciones de GARCH multivariado, en el periodo de referencia 2010-2018. Los resultados señalan que el modelo GARCH DCC con una distribución gaussiana inversa normal es la especificación que describe en mayor medida a los rendimientos de los precios del petróleo,

tanto en media como en volatilidad. Asimismo, se encuentra que la mezcla mexicana se correlaciona, a lo largo del tiempo, con mayor fuerza con los precios del petróleo WTI, luego Brent y finalmente Dubái.

La sección vi, “Administración de riesgos”, última del presente libro, se refiere a la administración de riesgos y sus estrategias, esta constante preocupación de la economía financiera desde sus pilares iniciales ha provocado el surgimiento de nuevos y complejos modelos para su valoración. El capítulo “Estrategias de cobertura de precios de gas natural de primera mano en México”, de Roberto Barrera y Humberto Valencia, describe el esquema regulatorio de precios del gas natural en México y analiza el comportamiento de los precios internacionales y domésticos del gas y del tipo de cambio peso-dólar de enero de 2013 a septiembre de 2016. El análisis estadístico revela que la volatilidad en la tasa de crecimiento diario del precio internacional del gas natural es superior a la de las variaciones diarias del tipo de cambio. Con base en este conocimiento, se modela el comportamiento de los precios de venta de primera mano y se estudia la estrategia de cobertura de precios mediante futuros. Dada la forma de cálculo de los precios de venta de primera mano, la cobertura óptima de futuros debe considerar futuros de gas contratados uno y dos meses antes, además futuros contemporáneos de tipo de cambio. Por último, se plantean nuevos desarrollos y se concluye que la propuesta de análisis y cobertura puede ser extensible a otros combustibles y a otros países.

El problema de los rendimientos y riesgo bursátiles, planteado desde un principio con las teorías y modelos de Markowitz y Sharpe, es abordado en el último capítulo de este libro, con la investigación “Superficie de riesgo y mapeo de los índices de riesgo del IPC, IBEX35 y S&P500”, de José A. Climent y Domingo Rodríguez. Con un modelado innovador estos autores analizan los rendimientos de los índices bursátiles IPC, IBEX Y S&P, estiman estadísticos básicos, parámetros α -estables, se realizan pruebas de bondad de ajuste, se estiman exponentes de autosimilitud, se propone una superficie de riesgo en función del parámetro de estabilidad y del exponente de autosimilitud e índices de riesgo que se mapean sobre la superficie de riesgo proyectando los dominios de atracción α -estables y los exponentes de autosimilitud para inferir si los índices bursátiles presentan características de independencia estocástica, reversión a la media o persistencia. Su trabajo es un buen ejemplo de las innovaciones en la modelación financiera.

Recapitulando, un elemento integrador de la economía financiera, desde su creación como una ciencia para la toma de decisiones, ha sido la modelación matemático-econométrica para identificar relaciones entre diferentes variables entre sí, y los mercados e instituciones financieras. Una constante desarrollada con

diferentes profundizaciones y enfoques, según problemas específicos abordados, ha sido la relación riesgo-rendimiento con el fin de maximizar beneficios y minimizar pérdidas y riesgos. En el presente libro dicha integración y vinculación se enuncia en sus dos primeros capítulos; el primero identifica a los pilares de la economía financiera y sus creadores, y en el segundo se identifica la modelación como factor clave de esta disciplina y se identifican las aplicaciones llevadas a cabo en el contexto de los cambios estructurales, apertura y nuevas formas de regulación, y recurrentes crisis. Este marco teórico y empírico constituye la base para que en seis secciones se integren un total de 13 capítulos que examinan problemas concretos financieros de México y América Latina fundamentados en los pilares de la economía financiera, sus modelaciones y aplicaciones empíricas en México. Estas modelaciones y aplicaciones en México, identificadas en diferentes capítulos del libro, constituyen el punto de partida del presente libro el cual aporta nuevos estudios originales, de frontera y de relevancia para identificar aplicaciones para México y así sentar las bases para solucionar problemas que confrontan los agentes económicos en los mercados e instituciones financieras nacionales.

Como editora del libro, agradezco a cada uno de los autores y coautores que participan con su contribución en esta obra colectiva de investigación, la cual indiscutiblemente sin ellos no sería ni siquiera una posibilidad. En especial, agradezco a nuestros colegas Edgar Ortiz y Francisco López por sus aportaciones y espacio dedicado a esta obra; por el apoyo en la convocatoria y por la aportación de sus ideas en la presente introducción. También agradezco a nuestro colega Roberto Santillán por su apoyo en la gestión oportuna del prólogo que acompaña esta obra colectiva. La concreción de esta propuesta ha requerido del apoyo de las autoridades de la UAM-Iztapalapa, en especial del Comité Editorial de la División de Ciencias Sociales y Humanidades que sabedores del gran compromiso que esta gran institución de educación pública tiene con la generación y difusión del conocimiento han dedicado parte de su valioso tiempo a orientar nuestro esfuerzo con el objetivo de llevarlo exitosamente a buen puerto. Los dictaminadores anónimos juegan un papel sumamente importante y merecen todo nuestro agradecimiento por el tiempo destinado al cumplimiento de la difícil encomienda de revisar las páginas de la obra y enriquecernos con su crítica experta. Indudablemente el contar con los valiosos comentarios y sugerencias que nos obsequian es un activo importante para lograr el éxito en esta empresa porque son fundamentales para mejorar la edición final del libro.

SECCIÓN I

FRONTERAS DE LA INVESTIGACIÓN
EN ECONOMÍA FINANCIERA

La economía financiera contemporánea

*Edgar Ortiz
Alejandra Cabello Rosales*

Introducción

El objetivo de este primer capítulo es el presentar el pensamiento de frontera de la economía financiera contemporánea consolidado en importantes pilares de la investigación, docencia y práctica desde su surgimiento y consolidación como una verdadera nueva ciencia económica, desde la década de 1960. Con tal propósito se revisan, en primer lugar, las contribuciones de sus creadores originales cuyas contribuciones dieron lugar a un verdadero *Big Bang* en el desarrollo de las finanzas; su pensamiento abrió la puerta para nuevas conceptualizaciones y enfoques teóricos y análisis empíricos. Las empresas y mercados e instituciones financieras y a su vez para la mejor toma de decisiones por parte de los ejecutivos corporativos, los administradores bancarios y de seguros, los inversionistas participantes en los mercados financieros, así como los funcionarios públicos encargados de políticas financieras y de la regulación de dichos mercados e instituciones. Estos avances se presentan en el primer apartado del capítulo, intitulado “*Big Bang* y pilares de la economía financiera contemporánea”. Estos pilares del pensamiento económico financiero dieron lugar a importantes y muy relevantes investigaciones y aplicaciones empíricas; las aportaciones de una importante pléyade de investigadores que profundizaron el pensamiento financiero se revisan en un segundo apartado denominado “Nuevos pilares y paradigmas de la economía financiera”. Finalmente, reconociendo la interacción de la economía financiera con otros desarrollos de la economía y de otras ciencias se identifica importantes pilares del pensamiento contemporáneo. Estas contribuciones se revisan en el último apartado: “Pilares fundamentales de la economía y otras ciencias para el desarrollo de la economía financiera”.

El capítulo tiene un enfoque conceptual. El desarrollo de las modelaciones econométricas tiene lugar en el segundo capítulo de este libro. Así, este y el siguiente capítulo constituyen el punto de referencia obligado para investigaciones específicas originales que destacados autores nacionales e internacionales presentan en sus respectivos capítulos. *Per se* constituyen importantes aportaciones para el desarrollo de la economía financiera para México y América Latina.

Big Bang y pilares de la economía financiera contemporánea

La economía financiera como una disciplina científica para la toma de decisiones data apenas de siete décadas. Muchos de sus creadores aún son testigos de sus continuos avances y contribuciones para el estudio, análisis y predicciones sobre el comportamiento de las instituciones y mercados financieros, así como de sus micro y macro usuarios y grupos de interés: inversionistas individuales e institucionales, ejecutivos corporativos, y funcionarios formuladores de la política pública económica y financiera y de su regulación. Su estudio también comprende la determinación de condiciones de equilibrio, relaciones entre mercados e instituciones financieras y sus variables entre sí y con la economía real de cada país y a nivel global.

Originalmente, en las tres primeras décadas de la segunda mitad del siglo xx la economía financiera generó importantes teorías y aplicaciones para optimizar la medición de múltiples variables para una eficiente toma de decisiones. Su generación nunca estuvo libre y nunca ha estado libre de múltiples limitaciones y críticas, hecho que precisamente ha impulsado la investigación financiera y su consolidación como una ciencia rigurosa y marcadamente cuantitativa.

A fines del siglo xix y principios del xx las finanzas carecían de un cuerpo riguroso de conocimientos. La toma de decisiones financieras básicamente se limitaba a cuadros descriptivos, desarrollados basándose en la experiencia e intuición de ejecutivos e inversionistas, derivada de su apreciación sobre los servicios e instrumentos prestados por la banca y restringidos mercados financieros, así como de los marcos legales existentes (Monteagudo Sánchez y Rodríguez Valle, 2008; Block *et al.*, 2017). En dicho entorno la toma de decisiones prácticamente seguía las necesidades dictadas por los ciclos económicos y de negocios. En las economías industrializadas de entonces durante fases expansivas las grandes empresas invertían excesivamente y crecían además mediante fusiones, adquisiciones y alianzas estratégicas, limitando prácticamente a ese campo la toma de decisiones financieras con fuerte apoyo legal; en las consiguientes fases depresivas su preocupación principal era el manejo de la liquidez a fin de evitar quebrantos financieros. No obstante, casi a mediados del siglo xx, las finanzas asumieron un carácter más analítico resaltando las decisiones sobre inversiones reales y su financiamiento mediante la emisión de acciones o endeudamiento (Block *et al.*, 2017).

En los países no industrializados, a fines del siglo xix y gran parte del siglo pasado, su actividad financiera estaba prácticamente limitada a la intermediación financiera bancaria y muy restringidas bolsas de valores. Sus ciclos estaban

determinados por la caída en sus exportaciones y caídas en los precios internacionales de sus materias primas; la presencia de empresas locales se limitaba a las importaciones y prestación de servicios locales. Las fases expansivas, derivadas de condiciones favorables en el comercio mundial, se reflejaban en un crecimiento de sus sectores primarios y crecimientos medianamente sostenidos de la economía de servicios en los centros urbanos. Frente a crisis generadas internamente y por el contagio transmitido por su sector externo, las empresas e inversionistas, surgidos de fases expansivas tomaban sus decisiones financieras solo en términos defensivos, con miras a sobrevivir reduciendo sus actividades y el empleo y sobre todo manteniendo fuertes relaciones con la banca, lo que a la postre, desde el siglo XIX, dio lugar al surgimiento de grupos industriales. En sí, como disciplina y ciencia la economía financiera no existía en estos países.

El salto inicial hacia una ciencia con amplios y rigurosos avances teóricos, sofisticados modelos y un intenso uso de un instrumental cuantitativo complejo y refinado tuvo lugar con las teorías avanzadas desde mediados del siglo XX por Markowitz (1952; 1959), Modigliani y Miller (1958; 1963), Sharpe (1963), Fama (1965) y Black y Scholes (1973). Por su trascendencia, Miller (1999) como testigo del desarrollo de las finanzas modernas las identificó como *Big Bang* de esta ciencia en su trabajo *The History of Finance. An Eyewitness Account*. Estos cinco pilares han tenido un continuo enriquecimiento gracias a las contribuciones de destacados economistas y economistas financieros. Los cuadros 1, 2 y 3 resumen secuencialmente los pilares de la economía financiera y sus creadores; el cuadro 1 da cuenta de los pilares originales de la economía financiera y sus creadores. A las cinco semillas del *Big Bang* identificadas por Miller (1999) se añade la importante contribución de Tobin (1958).¹

Miller (1999) atestigua que el inicial impulso de la economía financiera se debió a una tensión e interacciones entre los enfoques micro de las escuelas y facultades de negocios, y el enfoque macro propio de las escuelas y facultades de economía. Miller reconoce ambos enfoques como normativos, micro y macro normativos, respectivamente y adicionalmente enteramente positivistas: ambos enfoques investigan con hipótesis comprobables.

¹ El presente capítulo sigue de cerca el enfoque de Miller (1999) en su recuento personal como testigo de la historia de las finanzas. Se identifican en total 16 pilares de la economía financiera. Su enfoque coadyuva a identificar plenamente el desarrollo de la economía financiera y su adopción puede considerarse un pequeño reconocimiento a Miller quien fue distinguido con el Premio Nobel en 1990. En estos términos, el presente capítulo no pretende ser una revisión de la literatura de la economía financiera. Trata de identificar a sus creadores y momentos clave en los que con sus contribuciones han detonado la investigación científica financiera.

En este entorno Markowitz presentó su teoría de la cartera definiendo con precisión riesgo y rendimiento, particularmente riesgo, concepto hasta entonces vago. Partiendo del supuesto de racionalidad de los inversionistas, eso es aversión al riesgo conforme a la teoría de la utilidad esperada, Markowitz identifica rendimiento como la media y riesgo como la desviación estándar y postula que se puede construir una frontera eficiente de inversiones basándose en la contribución de cada activo al riesgo de un portafolio, lo que se mide mediante la correlación entre los activos del portafolio. Estadísticamente, la varianza (riesgo) de un portafolio es la suma ponderada de cada activo más dos veces la suma ponderada de las covarianzas; la inversión diversificada implica no prestar atención individual a cada activo, sino a su conjunto. Así, en la frontera eficiente se maximiza el rendimiento con el mínimo riesgo, o desde otra óptica se maximiza el rendimiento dado un nivel de riesgo.

Cuadro 1. *Big Bang* y pilares de la economía financiera: sus creadores

| |
|--|
| <p>1. Markowitz y la Teoría de selección de portafolios, 1952, 1959 Harry Markowitz, Premio Nobel, 1990</p> <p>2. Teoremas de Modigliani-Miller – Estructura de capital, 1958, 1961, 1963 Franco Modigliani, Premio Nobel, 1985 Merton H. Miller, Premio Nobel, 1990 - Costo de capital - Irrelevancia de dividendos</p> <p>3. Hedging – Activo libre de riesgo en valuación de portafolios, 1958 James Tobin, Premio Nobel, 1981</p> <p>4. Capital asset pricing model, 1963 William F. Sharpe, Premio Nobel, 1990 - más tarde <i>Arbitrage pricing theory</i>, 1976 Stephen Ross, Premio Nobel, 2012</p> <p>5. Teoría de eficiencia de los mercados, 1965 Eugene Fama, Premio Nobel, 2013</p> <p>6. Opciones financieras, 1973 Fisher Black y Myron Scholes, Scholes Premio Nobel, 1997 - y Opciones Reales, 1977 Stewart C. Myers</p> |
|--|

Fuente: elaboración propia tomando como punto de partida Miller (1999).

El modelo media-varianza de Markowitz revolucionó el pensamiento financiero. La selección de portafolios pasó a ser más metódica y ordenada. Sin embargo, una aplicación extendida de su modelo no tuvo lugar debido a la limitada capacidad de los medios computacionales de entonces. Empero, en la actualidad, gracias al desarrollo de dichas tecnologías, y, en general, de las tecnologías de la comunicación y el conocimiento, su modelo constituye el punto de partida obligado para la docencia, la investigación y la práctica financiera, combinándolo naturalmente con otros adelantos de la economía financiera de las últimas décadas.

Los tres postulados de Modigliani y Miller (1958; 1961; 1963) constituyen un hito para el desarrollo de la administración financiera corporativa y su relación con los mercados financieros. De acuerdo con estos autores, el nivel de endeudamiento no incide en el valor de la empresa, suponiendo mercados perfectos, sin fricciones; igualmente, la falta de distribución de dividendos no debe incidir en el valor de la empresa en los mercados si esta política es consistente con la toma de oportunidades de inversión por parte de la empresa; el mercado que valora a las empresas en función de sus expectativas de crecimiento valora el aprovechamiento de las oportunidades de inversión. Importantes contribuciones de la teoría de Modigliani y Miller constituyen su concepción de arbitraje, idea central por la que los inversionistas ajustan sus tenencias entre acciones y deuda; si el precio de uno de estos activos es más bajo de lo indicado, se arbitra de tal manera que el valor de la empresa permanece igual; otra idea central es el reconocimiento de la presencia de “clases de riesgo”; para empresas en la misma clase de riesgo el costo de capital permanece invariable, con cambios de nivel entre el financiamiento con acciones y endeudamiento.

Los postulados de Modigliani y Miller constituyen el cuerpo original de la teoría de la estructura de capital y de la política de dividendos; aún al presente son sujetos a un intenso debate y numerosas pruebas empíricas ofrecen resultados mixtos, en favor y en contra (Ahmeti y Prenai, 2015). Como en el caso de todos los pilares de la econometría financiera, los debates y la investigación han sido fundamentales para que esta ciencia continúe desarrollándose.

Afín a las inquietudes de sus tiempos, Tobin (1958) extendió la teoría de Markowitz. Reconociendo que en una economía existe un activo cuyo rendimiento es libre de riesgo (*T-bills*) hay la posibilidad de seleccionar portafolios partiendo desde este punto linealmente hasta su tangencia con la frontera eficiente de Markowitz. Cuando las preferencias de los inversionistas contienen un solo término lineal y cuadrado sus decisiones de inversión pueden reducirse a una transacción de riesgo y rendimiento esperado dando lugar a una nue-

va frontera eficiente lineal desde el punto de partida hasta la tangencia con la frontera eficiente; de ahí en adelante la frontera eficiente sigue la curva de rendimientos decrecientes.

El avance de Tobin dio pie para que Mossin (1966), Lintner (1965a; 1965b) y Sharpe (1963; 1970) desarrollaran independientemente el modelo de fijación de precios de los activos financieros para la valuación de portafolios, internacionalmente reconocido como *capital asset pricing model* (CAPM). La conceptualización de Sharpe es la más conocida y utilizada. Sharpe asume que los inversionistas seleccionan sus portafolios refiriéndose a la media y varianza de sus activos, similar a la concepción de Markowitz. Supone además que los inversionistas comparten las mismas expectativas en cuanto a rendimientos. Puesto que todos los activos están correlacionados con el portafolio del mercado (generalizando un índice representativo de sus precios), Sharpe sugiere dejar de lado las covarianzas entre cada uno de los activos sustituyéndolas con la covarianza de cada activo con el mercado. Se obtiene así un modelo simplificado, básicamente una regresión lineal; la variable dependiente es el rendimiento del portafolio, en tanto que la variable independiente es el rendimiento del mercado; el coeficiente alfa positivo representa el valor añadido al valor del portafolio por una eficiente administración (lo contrario si es negativo); el coeficiente beta representa la sensibilidad del activo o portafolio a los movimientos del mercado, es el riesgo sistemático; y el término de error corresponde al riesgo intrínseco derivado de las características de cada empresa. Por su sencillez, el modelo ha sido aplicado ampliamente. No obstante, ya que el modelo implica una relación lineal y una función de utilidad esperada, el modelo continúa siendo retado y múltiples extensiones siguen utilizándose al presente aplicando distribuciones no lineales. Sus defensores, todavía validan el modelo lineal reconociendo algunas características de la curva de utilidad y saltos y cambios de regímenes y otras características de las series financieras, a las que el CAPM se ajusta y funciona bien; como resume Levy (2010), el CAPM está vivo y bien. Levy demuestra que el CAPM es teóricamente válido; aun aceptando objeciones de las finanzas conductuales y psicológicas, e incluso si la teoría de la utilidad esperada es inválida. Levy también resalta que en el campo experimental de las finanzas conductuales se encuentra evidencia que apoya al CAPM.

El CAPM considera solo una variable, el mercado como determinante de la prima por el riesgo. Aunque se supone que los precios de los activos absorben las innovaciones de otras variables, su complejidad y búsqueda de explicaciones que sobrepongan las limitaciones del CAPM muchas veces presente en la investigación empírica, dieron lugar al surgimiento de modelos de factores múlti-

ples e incluso intertemporales (Merton, 1973a) y en última instancia al modelo equilibrio de fijación de precios por arbitraje (*arbitrage pricing theory*, APT) de Ross (1976). Estos modelos incluían variable tales como tasas de interés, inflación, crecimiento del producto interno bruto, diferenciales en las tasas de interés, precios internacionales de productos clave para una economía, como es el petróleo, etcétera. En la modelación de equilibrio todas las variables deben ser válidas para todos los activos y sus riesgos sistemáticos iguales, dejando de lado oportunidades de arbitraje; teóricamente el CAPM podía constituirse en el modelo común de todos los activos. Este modelo tuvo inicialmente gran aceptación en círculos académicos e importantes estudios se realizaron en las siguientes dos décadas de su inceptión. No obstante, el interés en este modelo decayó dramáticamente, particularmente porque nunca se pudo desarrollar un consenso sobre las variables a incluir, cambiando para cada país, cada aplicación, cada periodo y debido a serios problemas de multicolinealidad. El modelo prácticamente ha quedado solo como un capítulo docente; el CAPM reina en la academia y en la práctica profesional. Sin embargo, modelos múltiple beta continúan aplicándose para determinar el impacto de variable reales y financieras en los mercados de capital, y a la inversa, el impacto de ciertas variables, incluyendo la actividad bursátil, en el desempeño de la economía real.

La teoría de los mercados eficientes avanzada por Fama (1965) es seguramente la teoría más incomprendida y criticada de la economía financiera. En pocas palabras, indica que los precios de los mercados reflejan inmediatamente toda información nueva y disponible. Así, los activos se negocian a su precio justo y es imposible “ganarle al mercado” (*beat the market*); no existen posibilidades de comprar activos subvaluados, o venderlos sobrepreciados; solo se pueden obtener rendimientos asumiendo niveles de riesgo más altos. Fama avanzó tres hipótesis sobre la eficiencia informativa: débil, semifuerte y fuerte. Según la hipótesis débil los precios de los activos reflejan completamente toda información pasada y análisis técnicos y similares de precios pasados para predecir precios futuros son inútiles para generar rendimientos más allá de los que ofrece el mercado; la hipótesis semifuerte añade a esta situación la invalidez del análisis fundamental, inclusión de otras variables como inflación, tasas de interés, crecimiento del producto interno bruto, etcétera, para predecir precios futuros; finalmente la hipótesis fuerte señala que aun con información privilegiada (*insider information*) es imposible ganarle al mercado pues los precios reflejan inmediatamente dicha información. Numerosos estudios han comprobado con éxito las dos primeras hipótesis con diferentes metodologías estadísticas; para la última hipótesis se han utilizado variables proxy como análisis de portafolios de gran-

des instituciones financieras asumiendo que cuentan con importantes conjuntos de información sobre los mercados, así los resultados para esta hipótesis son un tanto borrosos.

La falta de comprensión acerca de esta teoría se debe a que en economía eficiencia se define en términos de eficiencia en la asignación de recursos, *i.e.*, eficiencia de Pareto, la que se obtiene cuando existe una estrategia de distribución en la cual la situación de una parte no puede ser mejorada sin perjudicar a otra parte; de ahí que este tipo de eficiencia no implica equidad o igualdad. La eficiencia informacional simplemente indica que los precios de los activos no son predecibles, que siguen patrones al azar. Así, por ejemplo, si se presentan turbulencias financieras no significa que la teoría de eficiencia de los mercados esté errada; simplemente los precios y comportamiento del mercado son impredecibles. Esta última afirmación y las hipótesis de Fama no implican que no se deba recurrir al análisis financiero de los mercados; al contrario, es fundamental para escoger racionalmente activos según los intereses y aversión al riesgo de cada inversionista; por otro lado, estos análisis generan competencia y ante la presencia de libre entrada y salida de los mercados y bajos costos de información, la evolución de los precios de los activos no es predecible.

La teoría de los mercados eficientes también deja en claro que múltiples ineficiencias y anomalías pueden existir debido a ondas especulativas y delgadez de los mercados, particularmente en el caso de mercados emergentes. De todas maneras, numerosos estudios han evidenciado la presencia de diversas y repetidas anomalías en los mercados llegándose a concluir que los mercados financieros son realmente ineficientes y que la eficiencia se presenta solo bajo patrones/periodos de estabilidad y crecimiento ordenado, pudiéndose también hacer la afirmación contraria: los mercados son ineficientes durante periodos de turbulencias y crisis financieras. A este respecto una aparente oposición a la teoría de los mercados eficientes destaca Minsky (1992) con su teoría de fragilidad financiera; la falta o débil cobertura del financiamiento empresarial durante periodos de alto crecimiento desplaza a las economías a ondas especulativas e ineficiencia de sus mercados, particularmente en el complejo mundo global del presente. El pensamiento de Minsky no trata directamente sobre eficiencia informativa, contrario a lo que, en algunas esferas, se le atribuye. No obstante, puede considerarse que las proposiciones de Minsky son consistentes con los postulados de Fama en cuanto a una de las características de un mercado eficiente, mercados con amplias posibilidades de cobertura; si esta no existe, o no es aprovechada o es mal empleada, efectivamente los mercados y su economía presentarán profundos shocks conllevando a ineficiencias informativas, y severas crisis financieras y económicas.

Finalmente, la teoría sobre la valuación de opciones financieras desarrollada por Black y Scholes (1973) y posteriormente ampliada por Merton (1973b) puede ser considerada como el último escalón del *Big Bang* de los pilares de la economía financiera contemporánea. El análisis de Black y Scholes no fue un simple *tour de force* en estadística matemática sino un importante avance para el estudio de precios financieros. Se parte de la idea que la opción puede ser valuada desarrollando una estrategia que replica los pagos de un activo con cobertura, dado su patrón de pagos (*payoff*), o incluso, en el caso de cobertura, de un flujo de efectivo que no es negociado como un activo. Así, Black y Scholes demuestran que las opciones sirven para completar el mercado de activos financieros al eliminar o debilitar significativamente las restricciones sobre un alto apalancamiento obtenible con valores comunes (Miller, 1999). Previo a la aparición de esta teoría y su brillante fórmula, los mercados de opciones eran dispersos y delgados, pero bajo los impactos de la liberación y desregulación financiera, así como de la creciente globalización financiera, los mercados de opciones crecieron notablemente al contar los inversionistas con una referencia sólida para la valuación de opciones, arbitrando con una metodología para replicar o cubrir posiciones en opciones. Es importante recalcar que la aseveración de estos autores que los títulos accionarios de empresas altamente endeudadas son realmente opciones de compra sobre el precio de títulos patrimoniales restringidos por los intereses previos de los tenedores de títulos de endeudamiento sirve de hecho para completar los postulados de Modigliani y Miller; y aún más, como Miller (1999) propone, que cualquier derivado y que incluso todo activo puede ser considerado como un componente de las demandas contingentes Arrow-Debreu *state-price*.

Conforme a la flexibilidad antes anotada, la teoría de la valuación de opciones financieras ha sido ampliada para muchas aplicaciones como activos que cuenten con garantías implícitas u opciones incorporadas en sus contratos (*embedded options*), numerosos nuevos tipos de opciones denominadas “exóticas”, cuya solución a menudo se aleja de la simple fórmula de Black y Scholes y deben emplearse técnicas numéricas sofisticadas. Una importante extensión es su aplicación para la valuación de empresas y para la valuación de proyectos de inversión reales, originalmente ideada por Myers (1977). A este respecto, también cabe mencionar que, para la valuación de opciones financieras, y especialmente opciones reales, se aplica el método binomial (y extensiones) ideado por Cox, Ross y Rubinstein (1979).

Nuevos pilares y paradigmas de la economía financiera

Después del *Big Bang* la economía financiera ha consolidado nuevos pilares de su quehacer científico a partir de complejos retos de los mercados financieros, nutridas y rigurosas investigaciones por parte de investigadores del área, así como de economistas y de las tensiones e interrelaciones entre estas dos disciplinas siempre existentes, como lo apuntó Miller (2000). El cuadro 2 resume importantes pilares desarrollados en gran parte de avances de su propia cosecha. Como en el caso de los pilares derivados del *Big Bang* de la economía financiera, se presentan de manera secuencial.

La teoría de la información asimétrica se desarrolló desde 1970 en adelante. En la economía financiera simplemente señala que desigualdades en la información entre diferentes partes que compran y venden activos llevan, casi invariablemente, a resultados ineficientes en muchos mercados. Arkeloff (1970), Mirrlees (1971), Spence (1973; 1974) y Stiglitz (1975) son sus principales representantes. Arkeloff postula que la asimetría en la información crea “limones” (malos clientes, malos productos, decisiones cerradas) que las contrapartes de un contrato no pueden distinguir de sus similares positivos. Spence identifica asimetrías de información entre empleados y empleadores, lo que lleva a situaciones en las que trabajos de bajos salarios crean una trampa de equilibrio que desalienta la oferta de salarios más altos en ciertos mercados. Con información asimétrica la situación simula una lotería. Finalmente, Stiglitz aplica teorías de análisis de mercado y propone un modelo de información asimétrica en los mercados de seguros; debido a los limones financieros identificados por Arkeloff, los precios de las primas son altos de tal manera que los individuos de baja aversión al riesgo deben ya sea pagar primas más altas que sus preferencias o, en su caso, no adquirir seguros.

7. Teoría de la información asimétrica, 1970's

James A. Mirrlees, Premio Nobel, 1996
George A. Arkelof, Premio Nobel, 2001
Michael Spence, Premio Nobel, 2001
Joseph Stiglitz, Premio Nobel, 2001

8. Teoría de la agencia y gobernanza corporativa, 1973

Stephen Ross (1973), Premio Nobel, 2012
Barry M. Mitnick, 1973
Andrei Jensen y Robert W. Micklin, 1976
Andrei Scheifer y Robert W. Vishny, 1997

9. Estructura temporal de las tasas de interés, 1977

Öldřich Vasicek

10. Finanzas conductuales, 1979

Daniel Kahneman, Premio Nobel, 2002, y Amos Tversky
Vernon Smith, Premio Nobel, 2002
(*Prospect theory*)
Richard Thaler, Premio Nobel, 2017

11. Análisis y administración de riesgos e ingeniería financiera, 1970's

Risk metrics, J.P. Morgan, 1994
Value at risk, 1997

Fuente: elaboración propia.

Esta teoría constituye un pilar de la econometría financiera pues gracias a sus postulados ha sido, por ejemplo, posible analizar crisis financieras derivadas de riesgo moral y selección adversa; ambos inherentes a operaciones bancarias y de seguros. En el primer caso, una de las dos partes de un contrato retiene información sobre sus capacidades o comportamiento; en los contratos de seguros un asegurado puede no revelar antecedentes sobre previos y recurrentes accidentes, conseguir un contrato favorable y posteriormente continuar con su habitual comportamiento propenso a los accidentes. En el segundo caso, por falta de información los bancos son incapaces de discernir entre buenos y potenciales acreedores insolventes, dando lugar a altas tasas de interés, incluso para los buenos clientes; peor aún esta situación puede surgir de pésimas políticas crediticias, esto es, el otorgamiento indiscriminado de créditos, sin un análisis de crédito apropiado, lo que se compensa con aumentos a las tasas de interés para clientes solventes e insolventes dando lugar a la postergación o eliminación de proyectos de inversión.

Afines a la teoría de información asimétrica son las teorías de la agencia y de la gobernanza corporativa. La teoría de la agencia se refiere a las relaciones entre el agente (administrador) y el principal (accionistas) en empresas públicas con capital diluido. Por su parte, la gobernanza se refiere a la mejor organización y control empresarial que conlleve a una relación equilibrada, de tal manera que coincidan los intereses de administradores y *stakeholders* (grupos de interés de la empresa), esto es, que los ejecutivos cuenten con compensaciones y beneficios justos que los incentive a maximizar el valor de la empresa y no tengan que recurrir a actos ilegales para alcanzar sus intereses.

El agente debe maximizar el valor de la empresa, partiendo de los intereses de los propietarios y otros *stakeholders*. Este cometido puede estar lejos de cumplirse debido a que chocan con los intereses de los administradores; como son altas compensaciones, lujos indebidos y otras acciones que disminuyan los ingresos y a su vez el valor de la empresa. Aunque los problemas de la agencia y la gobernanza han sido aspectos de interés financiero y legal desde hace siglos, sus semillas para las finanzas modernas las establecieron Ross (1973) y Jensen y Mecklin (1976). En un principio se consideraba como *stakeholders* solo a los accionistas. Posteriormente se ha subrayado que *stakeholders* incluye a los oferentes de crédito y en general a todos los grupos de interés con quienes tiene relación la empresa: trabajadores y empleados, clientes, proveedores, accionistas y oferentes de créditos y préstamos. A este respecto, al igual que en el caso de la información asimétrica, los trabajos seminales sobre teoría de la agencia y gobernanza se han convertido en sólidos pilares de la economía financiera, pues mediante sus continuas investigaciones han contribuido a que los flujos de información internos y externos de una empresa no contengan sesgos de asimetría y sobre todo se creen canales para eliminar fricciones y falta de confianza entre administradores y *stakeholders*, particularmente accionistas (incluyendo accionistas minoritarios) y tenedores de endeudamientos empresariales; de tal manera que se eviten choques de intereses y mal uso de los recursos corporativos como son autopréstamos, pagos indebidos a funcionarios públicos, lavado de dinero y enriquecimiento ilícito. En fin, que la empresa sea sana financieramente y competitiva en términos productivos y contribuya así al desarrollo económico.

Entre los nuevos pilares y paradigmas de la economía financiera se encuentra la determinación de la estructura temporal de las tasas de interés. Las tasas de interés guardan gran importancia porque son determinantes del costo de capital, de los rendimientos para los oferentes de créditos, para los grupos familiares para incentivar el ahorro y obtener créditos a tasas no especulativas. En fin, un conjunto de decisiones que determinan los niveles de consumo, y ahorro e

inversión de una economía. En general, el rendimiento de los bonos de plazos largos debe ser mayor mientras mayor sea el plazo, una función cóncava hacia arriba, como recompensa al riesgo derivado por la pérdida de liquidez, suponiendo un comportamiento estable de la economía; la curva puede exacerbarse si hay efectos inflacionarios; igualmente en periodos recesivos y deflacionarios, la curva temporal de las tasas de interés es cóncava hacia abajo.

La economía financiera originalmente identificó con varias teorías dicho comportamiento. No obstante, su predictibilidad es limitada. Vasicek (1977) sembró la semilla para el desarrollo de nuevos modelos e investigaciones para la determinación de la estructura temporal de las tasas de interés. Su modelo se caracteriza por ser univariado, neutro al riesgo, y estocástico de regresión a la media. Se parte de la tasa instantánea de corto plazo identificada con un proceso de difusión. Bajo el argumento de arbitraje se construye una ecuación diferencial de cuya solución se obtiene el precio de un bono sucesivamente y así determinar la curva de rendimientos temporales. Paralelo al empuje a la reversión a la media se encuentra un proceso estocástico distribuido normalmente del término browniano, los desvíos (*drift*) de la varianza. La reversión a la media implica que, con el tiempo, las tasas de interés revierten a un promedio de largo plazo. Si la tasa corta es alta, la reversión a la media causa un movimiento negativo; si la tasa corta es baja, la reversión a la media causa un desplazamiento positivo. El modelo también es conocido como un proceso al azar elástico, e igualmente como un proceso markoviano con incrementos distribuidos normalmente. Este modelo ha alcanzado gran aceptación porque sus parámetros son fáciles de interpretar. Además, con este modelo la curva de rendimientos puede ser fácilmente generada. No obstante, un problema del modelo de Vasicek radica en que la tasa en corto puede ser en ocasiones negativa. Esta limitación ha sido superpuesta con el desarrollo de otros modelos y consiguientes investigaciones. Cabe mencionar el modelo de Cox, Ingersoll y Ross (1985) y también hay que destacar que se han desarrollado modelos de dos o más factores.

La intensidad de las investigaciones en economía financiera fundamentada en sus pilares, así como la complejidad de los mercados financieros han dado lugar a importantes ramificaciones de esta disciplina. Dos derivaciones importantes corresponden a las finanzas conductuales, y a la ingeniería financiera y administración de riesgos. La frontera de sus espacios es muy delgada pues investigadores de uno y otro lado abordan temas comunes y tienen referencias comunes. Así, las finanzas conductuales están fuertemente emparentadas con la economía conductual; ambas emplean para su investigación científica referencias cognitivas, psicológicas y sociales para determinar su impacto en los

mercados y en la elección pública. La persistencia de variadas anomalías en el mercado conllevó a retar los principios convencionales y generar, a través de estudios experimentales y la investigación empírica, su propio cuerpo de pensamiento y modelos analíticos. Sus orígenes recientes se deben a psicólogos como Kahneman y Tversky (1974; 1979; 2000) y Tversky y Kahneman (1992) quienes retaron la visión tradicional sobre el riesgo y la incertidumbre fundamentados en una racionalidad identificada con la aversión al riesgo y la maximización de la utilidad esperada, siempre más y más beneficios es mejor; los individuos son maximizadores de la riqueza. Al contrario, la economía y finanzas conductuales proponen que ciertos hechos, anomalías del mercado, se explican mejor con paradigmas en los cuales algunos agentes no son completamente racionales, siendo un mejor calificativo que tienen otro tipo de racionalidad; las aparentemente decisiones desfavorables se realizan tomando en cuenta un marco de referencia y experiencias pasadas (heurística) y lo que más preocupa a los individuos son las pérdidas potenciales; tienen una aversión a las pérdidas, tienen un afecto por la certidumbre; la volatilidad no es apreciada en absoluto; no obstante, también pueden ser demasiado optimistas e invertir según patrones de inversión mayoritarios. Así, en la selección de portafolios, los inversionistas (ante las ineficiencias que reconocen en los mercados) concentran a corto plazo sus inversiones con rendimientos conocidos y escasa volatilidad sacrificando la rentabilidad a largo plazo. Esta visión se consumó con la creación de la teoría prospectiva de la utilidad.

Este enfoque ha permitido que la economía y finanzas conductuales resuelvan anomalías y contradicciones presentes en los mercados financieros y no resueltas con los modelos tradicionales. Respecto a las finanzas conductuales trabajos seminales incluyen, entre otros, los presentados por De Long *et al.* (1990) sobre la negociación por rumores (*noise trading*); Fischhoff *et al.* (1977) que abordan el tema del optimismo; Weinstein (1980), quien indaga sobre anhelos injustificados (*wishful thinking*); la perseverancia de ciertas ideas, investigada por Lord *et al.* (1979) y Kahneman y Tversky (1974); y el anclaje en algún valor como punto inicial de una decisión para después ajustarse, pero no lo suficiente, para alejarse del mismo. Esta mínima muestra da cuenta del porqué la economía financiera conductual se ha convertido en un importante pilar de las finanzas y al presente entre investigaciones clave se incluye la presencia de burbujas en los precios, el comportamiento de manada de ciertos grupos e inversionistas no muy bien informados. En resumen, considerando sus raíces, proposiciones y objeto de estudio, así como sus continuos complejos desarrollos, las finanzas conductuales constituyen parte importante de la economía financiera, un importante pilar para su desarrollo.

Finalmente, un pilar de linaje antiguo, pero desarrollado con nuevos ímpetus constituye el análisis y administración de riesgos. De hecho, riesgo e incertidumbre han sido una constante en el desarrollo de la economía financiera y han estado presentes en sus pilares científicos, desde el *Big Bang* con Markowitz y su modelo media-varianza hasta las finanzas conductuales, revisados anteriormente. Es una preocupación central de la economía financiera; dada la complejidad de los mercados modernos en un entorno globalizador y crecientes mercados locales y sus patrones de integración internacional, así como la presencia de grandes bancos de datos y de alta frecuencia, el análisis de riesgos ha dado giros importantes con el propósito de predecir eventos adversos y cubrir las inversiones con decisiones preventivas o el empleo de complejos instrumentos financieros creados precisamente para protegerlas. Considerando su creciente importancia Miller (1999) estimó a las opciones financieras como el ámbito para construir y reconstruir la economía financiera; la intuición de Miller se ha extendido, en la práctica y la investigación, para todos los derivados. Es así como el desarrollo de la economía financiera ha encontrado un nuevo aliento en el análisis del riesgo.

Pioneros trabajos de este nuevo pilar de la economía financiera incluyen a Bouchaud y Potters (2000), Baschnagel y Wilmott (2000), y Voit (2001). Con métodos cuantitativos de frontera, el objetivo es predecir volatilidades extremas y en general limitar saltos excesivos en los rendimientos de los activos financieros, o en su caso, de los flujos de ingresos de empresas e instituciones financieras, esto es, limitar pérdidas potenciales, subrayado en los modelos de valor en riesgo (J. P. Morgan, 1995; Jorion y Khouri, 1996). Múltiples estudios examinan el riesgo del crédito bancario y el precio de los derivados y costos de la cobertura. El profundo uso de productos derivados y métodos cuantitativos, así como el uso de información de alta frecuencia, ha dado lugar a una nueva ramificación de la economía financiera: la ingeniería financiera y a sus practicantes simplemente se les conoce como *quants*, muchos doctorados en física o ciencias actuariales, denominándose econofísica a sus investigaciones si aplican modelos de estadística mecánica y física para examinar fenómenos financieros. Sucintamente, sus complejos modelos resaltan estrategias libres de riesgo para medir y controlar las inversiones, la creación y uso y fijación de precios de instrumentos financieros innovadores, y diseñar esquemas que faciliten las operaciones financieras a bajos costos. La economía financiera cuenta con un nuevo pilar para su desarrollo y consolidación de su relevancia para promover la productividad de las empresas e instituciones financieras, así como la estabilidad y relevancia de los mercados financieros, particularmente de la cobertura con productos derivados.

Pilares fundamentales de la economía y otras ciencias para el desarrollo de la economía financiera

Otros pilares, propios de la economía y la econometría, han sido esenciales para el *Big Bang* y ulterior desarrollo de la economía financiera. El cuadro 3 resume estas contribuciones. La teoría de la utilidad esperada ha sido el punto de partida de la teoría y modelos de la economía financiera. Los agentes económicos son racionales: se caracterizan por ser adversos al riesgo y su propósito es maximizar su utilidad con beneficios marginalmente decrecientes. La función de utilidad sigue una distribución normal, representada por una curva cóncava hacia abajo. En el espacio riqueza-utilidades dicha maximización se obtiene, considerando una restricción presupuestaria y un nivel dado de tasas de interés, en el punto de tangencia entre la curva de utilidad y su tangencia con una curva de indiferencia del agente económico (curvas de preferencia en que dos bienes dan la misma satisfacción). Sus matemáticas y sus axiomas son complejos, pero la conclusión es inequívoca: los agentes económicos son racionales, adversos al riesgo y maximizadores de su utilidad. Su concepción tardó más de dos siglos en consolidarse, desde su propuesta inicial como esperanza moral por Bernoulli (1738) hasta su consolidación con von Neumann y Morgenstern (1944) y posteriores refinamientos por parte de Samuelson (1955; 1956) y Arrow (1974), entre otros. Su impacto fue profundo. De hecho, los seis pilares del *Big Bang* científico financiero (cuadro 1), todos asumieron racionalidad de los agentes económicos y una distribución normal de su utilidad esperada; igualmente, de los cinco nuevos paradigmas (cuadro 2) todos los modelos han supuesto la presencia de una distribución normal, con la excepción de varias modelaciones de las finanzas conductuales, así como para la medición, control y gestión del riesgo.

Otro apoyo fundamental para la economía financiera para el desarrollo de sus teorías, así como para la investigación empírica con series de tiempo corresponde a la hipótesis de caminata al azar de los precios de los activos financieros. Formalizada por Cootner (1964), quien señala que los precios de los activos financieros cambian siguiendo una caminata al azar (es decir, los cambios en los precios son aleatorios y no son, por tanto, predecibles). Es importante, sin embargo, reconocer que sus antecedentes son añejos. Brown (1827), botánico escocés, descubrió que las partículas de polen que se encuentran en un medio fluido se mueven al azar como resultado de choques entre sí. Posteriormente, Wiener (1921), matemático estadounidense, consolidó esta visión identificándola como un proceso estocástico en tiempo continuo. Cabe resaltar que el proceso Wiener es el más conocido de los procesos Levy, caracterizados por procesos estocásti-

cos estacionarios con incrementos independientes. Obviamente, esta hipótesis es consistente con los preceptos teóricos de la economía financiera, desde el *Big Bang* hasta el presente; de modo que sus fundamentos han sido parte integral, explícita o implícitamente, de la modelación e investigación financiera.

Es importante reconocer que Bachelier (1900) aplicó el movimiento browniano para su estudio sobre la teoría de la especulación; sus avances desafortunadamente permanecieron desconocidos hasta que finalmente Samuelson (1965) promulgó el trabajo de Bachelier, mejorando sus matemáticas y aplicándolo para el análisis de *warrants*, anticipando la teoría de los mercados eficientes, así como de la valuación de opciones.

El impacto de las finanzas en el desarrollo ha sido punto importante de la investigación en la economía y finanzas. En términos macroeconómicos, su estudio comprendía examinar el desarrollo de las finanzas en una economía empleando su profundización para determinar su impacto en la economía y su crecimiento. Investigaciones pioneras en el área fueron desarrolladas desde la segunda década del siglo pasado por Gurley y Shaw (1960), Goldsmith (1969), Shaw (1973). Los diagnósticos realizados trataban de determinar si el crecimiento del sector financiero se ha debido a un papel líder caracterizado por oferta adelantada del crédito y sus servicios, o que simplemente su crecimiento se ha derivado del papel pasivo de dar respuesta a la demanda, y a su vez, medir la contribución del sector financiero al crecimiento del producto.

Cuadro 3. Pilares fundamentales de la economía
y otras ciencias para el desarrollo de la economía financiera

| |
|--|
| 12. Te 12. Teoría de la utilidad esperada, 1944 John von Neumann Oscar Morgenstern |
| 13. M 13. Movimiento browniano Robert Brown, 1827 Louis Bachelier, 1900 Norbert Wiener, 1921 Procesos Levy, 1922 Itô's Lema, 1944 |
| 14. Fi 14. Finanzas y desarrollo John G. Gurley, 1960 Raymond W. Goldsmith, 1969 Edward S. Shaw, 1973 |
| 15. T 15. Teorías y modelos de determinación del tipo de cambio 1950-1980's Robert A. Mundell, 1963; Premio Nobel, 1999 Rudiger Dornbusch, 1980 Stanley Fisher, 1980 William H. Branson, 1983 |
| 16. M 16. Modelación econométrica Robert Engle, Premio Nobel, 2001 Tim Bollerslev Søren Johanson, 1988 |

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, una importante área de interés de la economía financiera se refiere al tipo de cambio, y muy en particular, a su relación con otras variables financieras. Su desarrollo estuvo condicionado, en primera instancia, por la literatura económica. Con un enfoque sobre flujos Dornbusch y Fisher (1980) señalaban que el tipo de cambio estaba determinado por el comportamiento de la cuenta corriente y la balanza comercial; consiguientemente, los precios de las acciones y los tipos de cambio están relacionados positivamente. Al contrario, surgieron modelos de equilibrio de la cartera (Mundell, 1963); las posturas enfocadas al saldo de la cartera (Branson, 1983) postulan que el aumento en los precios de las acciones induce alzas en la tasa de interés local y consecuente caída en el tipo de cambio. Hay una causalidad de los mercados bursátiles a los cambiarios; los precios de las acciones y los tipos de cambio se mueven en direcciones opuestas.

Estas controversias en la teoría económica motivaron a los economistas financieros a investigar con las herramientas propias del área la citada relación. Dos corrientes surgieron de inmediato: una con un enfoque a largo plazo, y otra con un enfoque a corto plazo. Trabajos seminales sobre el primer enfoque deben mencionarse a Bahmani-Oskooee y Sohrabian (1992) quienes para determinar las relaciones de largo plazo entre estas dos variables emplearon un modelo autoregresivo de dos etapas y de corrección final de error; y un modelo de co-integración y causalidad de Granger, respectivamente. Estos autores encontraron la presencia de una causalidad bidireccional. Por su parte, Ajayi *et al.* (1998) abordando este tema con un enfoque a corto plazo utilizando series diarias encontraron resultados mixtos. Empleando un modelo de corrección de error su evidencia reveló una significativa retroalimentación a corto y largo plazo entre las dos variables; un incremento en los precios de las acciones tiene un impacto negativo en el tipo de cambio a corto plazo, en tanto que a largo plazo incrementos en los precios de las acciones tienen un impacto positivo en el tipo de cambio. En suma, la relación entre estas dos variables es compleja y por ello ha permanecido como un constante interés de la investigación en economía financiera, un importante pilar para desarrollarla.

Finalmente, un pilar fundamental de apoyo a la economía financiera constituye destacados y relevantes desarrollos de la econometría. Aunque en las finanzas se han desarrollado importantes avances reconocidos como econometría financiera. En particular deben resaltarse modelaciones importantes para el análisis de series de tiempo reconociendo su heterocedasticidad, así como aquellas que se apartan de la distribución normal, privilegiando distribuciones asimétricas. A este respecto es preciso reconocer los modelos autoregresivos avanzados por Engle (1982), Engle y Lee (1999), Bollerslev (1986) y Bollerslev y Wooldridge (1992). Sus contribuciones permiten precisar si las series son estacionarias, evitándose así resultados espurios; identificar si las series siguen una distribución normal; y si la varianza está condicionada por su comportamiento temporal debido a la presencia de agrupamientos (*clusters*) de volatilidad, identificándose así las varianzas incondicional y condicional de una serie. La solidez de los resultados se comprueba con varios criterios estadísticos y si los resultados son estadísticamente significativos es posible, por ejemplo, si dos o más variables financieras están relacionadas entre sí.

A ese respecto, otras metodologías econométricas han sido clave para determinar si existen relaciones de equilibrio a corto y largo plazo entre variables financieras (modelos de corrección de errores); su grado de cointegración (Johansen, 1988; 1991; y Johansen y Katerina, 1992); su causalidad (funciones de im-

pulso respuesta; causalidad de Granger); y análisis de cópulas para medir riesgo y dependencia.

Resumiendo los análisis anteriores, la economía financiera ha tenido un desarrollo complejo y vigoroso; 16 pilares teóricos y de modelación empírica, identificables en su historia la han convertido con sus procesos cognitivos en una verdadera ciencia, rigurosa y cuantitativamente orientada para estudiar los mercados e instituciones financieras, presentando resultados pertinentes para la toma de decisiones por parte de inversionistas y empresas para optimizar sus actividades y rendimientos, así como para los funcionarios públicos, tanto para que tomen decisiones idóneas sobre el endeudamiento público, como para la formulación de políticas monetarias y de regulación financiera que redunden en un mayor y equitativo de su país.

Conclusiones

La economía financiera es relativamente una ciencia de reciente creación. Un *Big Bang* inicial impulsó el desarrollo de un cuerpo teórico innovador y riguroso cuyos creadores orientaron su quehacer a analizar, comprobar y predecir el comportamiento de los mercados e instituciones financieras, con un enfoque microeconómico, empleando desde un principio sofisticados modelos cuantitativos. Este *Big Bang* inicial indujo futuros y similares detonadores del avance de la economía financiera y que en su conjunto pueden identificarse como los pilares de esta ciencia que día a día continúa renovándose.

El surgimiento de esta ciencia no fue fortuito. La creciente complejidad de la actividad financiera fue el causal directo de su nacimiento, debiendo reconocerse sus raíces en el desarrollo de la micro y macroeconomía de ya añejos logros y tradiciones avanzados con anterioridad de los mediados del siglo xx, fecha concreta del surgimiento de la economía financiera. Aún más, desde entonces a la fecha, la economía y las finanzas se retroalimentan entre sí. Una constante en el desarrollo de las finanzas ha sido su preocupación por identificar, controlar y administrar el riesgo de tal manera que la toma de decisiones sea óptima en beneficio de los agentes económicos en particular y de la sociedad en su conjunto. Para el logro de este objetivo, la modelación matemático-econométrica, apoyándose en sus sólidos pilares conceptuales, se ha convertido en el punto de partida obligado para el análisis financiero, como lo ejemplifican los diferentes capítulos del presente libro.

En lo que concierne a las economías emergentes, y en particular para el caso de México, es preciso primero reconocer que la economía financiera es aún una ciencia en gestación. Aunque en la docencia ha sido reconocida y es posible identificar trabajos pioneros, la investigación en economía financiera ha sido escasa y se ha limitado a las últimas tres décadas, pero enraizada en los grandes cambios nacionales. Los 16 pilares de esta disciplina y sus teorías y modelos han constituido la semilla de un *Big Bang* propio con investigaciones de frontera acerca de los problemas de sus mercados e instituciones financieras.

Múltiples investigaciones se han elaborado por un creciente núcleo de académicos y sus trabajos han sido publicados nacional e internacionalmente, resaltando la edición de libros a los que se suma el presente ejemplar.

Referencias

- AHMETI, F. y Prenai, B. (2015). A critical review of Modigliani and Miller's theorem of capital structure. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(6): 914-924.
- AJAYI, R. A., Friedman, J. y Mehdián, S. M. (1998). On the relationship between stock returns and exchange rates: Tests of Granger causality. *Global Finance Journal*, 9(2): 241-251.
- ARKELOFF, G. A. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3): 488-500.
- ARROW, K. J. (1974). *Essays in the Theory of Risk Bearing*. North-Holland.
- BACHELIER, L. (1900). *Théorie de la spéculation*. París: Gauthier-Villars.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. y Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, 24(4): 459-464.
- BASCHNAGEL, J. y Wilmott, P. (2000). *Stochastic Processes. From Physics to Finance*. Suiza: Springer-Verlag.
- BERNOULLI, D. (1738). Specimen theoriae novae de mensura sortis. *Papers Imperial Academy of Science. St. Petersburg*, 5: 175-192 (trad. al inglés: Exposition of a new theory on the measurement of risk. *Econometrica*, 1954, 22(1): 23-36).
- BLACK, F., y Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3): 637-654.
- BLOCK, S. B., Hirt, G. A. y Danielson, B. R. (2017). *Foundations of Financial Management*. Nueva York: McGraw Hill.
- BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3): 307-327.
- y Wooldridge, J. M. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Review*, 11(2): 143-172.
- BOUCHAUD, J.-P. y Potters, M. (2000). *Theory of Financial Risk and Derivatives Pricing*. Cambridge: Cambridge University Press.
- BRANSON, W. H. (1983). *A Model of Exchange-Rate Determination: Evidence from Monthly Data*. Cambridge: National Bureau of Economic Research (Working Paper Series, 1135).

- BROWN, R. (1827). A brief account of microscopical observations made in the months of June, July and August, 1827, on the particles contained in the pollen of plants; and on the general existence of active molecules in organic and inorganic bodies. En J. J. Bennet (ed.), *The Miscellaneous Botanical Works of Robert Brown*, vol. 1 (1866). Londres: Cambridge University Press, pp. 463-486.
- COOTNER, P. H. (1964). *The Random Character of Stock Market Prices*. Cambridge: MIT Press.
- COX, J., Ingersoll, J. E. y Ross, S. A. (1985). A theory of the term structure of interest rates. *Econometrica*, 53(2): 385-407.
- , Ross, S. y Rubinstein, M. (1979). Option pricing: A simplified approach. *Journal of Financial Economics*, 7(3): 229-263.
- DE LONG, J. B., Schleifer, A., Summers, L. y Waldman, R. (1990). Noise traded risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98: 703-738.
- DORNBUSCH, R. y Fisher, S. (1980). Exchange rates and the current account. *American Economic Review*, 70(5): 960-971.
- ENGLE, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4): 987-1007.
- y Lee, G. J. (1999). A permanent and transitory component model of stock return volatility. En R. F. Engle y H. White (eds.), *Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*. Oxford: Oxford University Press.
- FAMA, E. F. (1965). The behavior of stock market prices. *The Journal of Business*, 38(2): 34-105.
- FISCHHOFF, B., Slovic, P. y Leichstein, S. (1977). Knowing with certainty: The appropriateness of confidence. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 3(4): 552-564.
- GOLDSMITH, R. W. (1969). *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press.
- GURLEY, J. G. y Shaw, R. (1960). *Money in a Theory of Finance*. Washington, D.C.: Brookings Institution.
- ITÔ, K. (1951). *On Stochastic Differential Equations*. (*Memoirs of the American Mathematical Society* 4). American Mathematical Society, pp. 1-51.
- JENSEN, M.C. y Mecklin, W.H. (1976). The theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4): 305-360.
- JOHANSEN, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12(2-3): 231-254.
- (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6): 1551-1580.
- y Katerina, J. (1992). Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53(1-3): 211-244.
- JORION, P. y Khoury, S. J. (1996). *Financial Risk Management*. Londres: John Wiley & Sons.
- J. P. MORGAN (1995). *RiskMetrics*. J.P. Morgan.
- KAHNEMAN, D. y Tversky, A. (1974). Judgement under uncertainty: Heuristics and biases. *Science*, 185: 1124-131.
- (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, XLVII (2): 263-291.
- (eds.) (2000). *Choices, Values and Frames*. Cambridge: Cambridge University Press.
- LEVY, H. (2010). The CAPM is alive and well: A review and synthesis. *European Financial Management*, 16(1): 43-71.

- LINTNER, J. (1965a). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1): 13-37.
- (1965b). Securities prices. Risk and maximal gains from diversification. *The Journal of Finance*, 20(4): 587-615.
- LORD, C., ROSS, L. y LEPPER, M. (1979). Biased assimilation and attitude polarization: The effects of prior theories and subsequently considered evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(11): 2098-2109.
- MARKOWITZ, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(1): 77-91.
- (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. Nueva York: John Wiley & Sons.
- MERTON, R. C. (1973a). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41(5): 867-887.
- (1973b). Theory of rational option pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(1): 141-183.
- MILLER, M. H. (1999). The history of finance. An eyewitness account. *The Journal of Portfolio Management*, 25(4): 95-101.
- MINSKY, H. (1992). *The Financial Instability Hypothesis*. Nueva York: Levy Economics Institute (Working Paper, 74).
- MIRRELES, J. A. (1971). An exploration in the theory of optimum income taxation. *Review of Economic Studies*, 38(2): 175-208.
- MITNICK, B. M. (1973). Fiduciary rationality and public policy: The theory of agency and some consequences. *Proceedings of the American Political Science Association*. Disponible en: SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1020859>
- MODIGLIANI F. y MILLER M. (1958) The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3): 261-297.
- (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 34(4): 411-411.
- (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: A correction. *The American Economic Review*, 53(3): 433-443.
- MOSSIN, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4): 768-783.
- MONTEAGUDO SÁNCHEZ, M, y RODRÍGUEZ VALLE, L. (2008). Surgimiento y desarrollo de la Economía como ciencia. *Contribuciones a la Economía*, octubre: 1-13. Recuperado de <http://www.eumed.net/ce/2008b/>
- MUNDELL, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4): 475-485.
- MYERS, S. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5(2): 147-175.
- ROSS, S. A. (1973). The economic theory of agency: The principal's problem. *American Economic Review*, 62(2): 134-139.
- (1976). The arbitrage pricing theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3): 344-360.
- SAMUELSON, P. A. (1955). A diagrammatic exposition of a theory of public expenditure. *Review of Economics and Statistics*, 37(4): 350-356.
- (1956). Social indifference curves. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 1-22.
- (1965). Rational theory of warrant pricing. *Industrial Management Review*, 6(2): 13-39.
- SHARPE, W. F. (1963). A simplified model for portfolio analysis. *Management Science*, 9(2): 277-293.

- (1970). *Portfolio Theory and Capital Markets*. Nueva York: McGraw Hill.
- SHAW, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford: Oxford University Press.
- SPENCE, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3): 355-374.
- (1974). Competitive and optimal responses to signals: An analysis of efficiency and distribution. *Journal of Economic Theory*, 7(3): 296-332.
- STIGLITZ, J. E. (1975) The theory of “screening”, education and the distribution of income. *American Economic Review*, 65(3): 283-300.
- THALER, R. (2015). *Misbehaving: The Making of Behavioral Economics*. Nueva York: W.W. Norton.
- TOBIN, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2): 65-86.
- TVERSKY, A. y Kahneman, D. (1992). Advances in prospective theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(4): 297-323.
- VASICEK, O. A. (1977). An equilibrium characterization of the term structure. *Journal of Financial Economics*, 5(2): 177-188.
- VOIT, J. (2001). *The Statistical Mechanics of Financial Markets*. Suiza: Springer Verlag.
- VON NEUMANN, J. y Morgenstern, O. (1944). *The Theory of Games and Economic Behavior*. New Jersey: Princeton University Press.
- WEINSTEIN, N. (1980). Unrealistic optimism about future events. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(5): 806-820.
- WIENER, N. (1921). The average of an analytical functional and the Brownian movement. *Proceedings of the National Academy of Science*, 7(10): 294-298. DOI: <https://doi.org/10.1073/pnas.7.10.294>

Evolución del modelado en economía financiera y su investigación en México

*M. Beatriz Mota Aragón
Francisco López Herrera*

Introducción

Este capítulo está constituido por dos secciones posteriores a esta introducción, por medio de las cuales se pretende que su contenido pueda cumplir con dos funciones de enlace. En relación con el primer capítulo de esta obra colectiva de investigación, esperamos que la sección siguiente sirva como un medio para mostrar una visión panorámica del desarrollo de los herramientas disponibles para la investigación contemporánea, avances derivados evidentemente como consecuencia del desarrollo del entramado teórico que se ha constituido en el conjunto de pilares que sustentan el desarrollo de la economía financiera como rama de la ciencia económica y cuyo avance ha sido muy amplio y relativamente acelerado, incluso un tanto explosivo, como se mostró en el capítulo anterior.

Posteriormente, este capítulo se ocupa de reseñar de manera enunciativa las condiciones que se enfrentaban en el terreno de la investigación llevada a cabo desde el ámbito académico mexicano antes de las reformas económicas que han conducido al proceso de la liberalización de los mercados financieros nacionales, insertándolos de lleno en el ámbito internacional contemporáneo, caracterizado por el carácter altamente globalizado de la economía y de los circuitos financieros. Como se muestra en la sección correspondiente, esa apertura de los mercados financieros domésticos se puede ver como un parteaguas en la agenda de la investigación llevada a cabo por académicos nacionales, mediante la cual se pretende ofrecer respuestas adecuadas por su congruencia con las nuevas problemáticas y retos que ha planteado el enfrentamiento a las vertiginosamente cambiantes condiciones financieras y económicas del mundo, incluyendo dicho sea de paso los episodios caracterizados por profundas crisis económico-financieras que han incentivado tanto el desarrollo teórico como el desarrollo de mejores herramientas de investigación en el concierto internacional.

Evolución del modelado en la economía financiera

De acuerdo con Jovanovic y Schinckus (2017), motivado por encontrar las leyes que rigen el comportamiento de una bolsa y demostrar que es como un juego justo equitativo, Jules Regnault, asistente de un corredor de la bolsa parisina, propuso en 1863 por primera vez el modelo de caminata aleatoria para representar las variaciones del mercado accionario; siendo el suyo el primer trabajo cuyo contenido teórico y metodológico se vincula directamente con la economía financiera pues un debate importante en la Francia de ese tiempo era la utilidad de los mercados financieros para la economía en su conjunto o, si por lo contrario, se debía prohibir su funcionamiento. Según Read (2013), Regnault produjo así la primera teoría sobre la dispersión de los precios de los títulos financieros al establecer, antes que Bachelier y Black, que la trayectoria de los activos al paso del tiempo sigue el proceso de difusión que los físicos habían desarrollado para modelar la transmisión del calor a través de un cuerpo.

Otra influencia importante indiscutiblemente en el estrechamiento del vínculo entre las ciencias físico-matemáticas y la economía financiera es la tesis doctoral de Louis Bachelier (1900), quien realiza un estudio matemático de la evolución de los precios de activos financieros usando probabilidad bajo el supuesto de que el movimiento de los precios en el mercado puede verse como un proceso estocástico indistinguible de un movimiento browniano. El movimiento browniano o proceso de Wiener comenzó a estudiarse por Bachelier, Einstein y Wiener; es una clase especial de los procesos de Lévy, y tiene asociada una función de densidad continua (normal). Su equivalente en tiempo discreto es el llamado ruido blanco, una familia de variables aleatorias, con media cero, varianza constante y no correlacionadas.

Se conoce como proceso estocástico a un conjunto de variables aleatorias que dependen de un parámetro, por ejemplo el tiempo, es decir, $\{X(t) \mid t > 0\}$. Un proceso estocástico $Z(\cdot)$ se llama movimiento browniano o proceso de Wiener si:

1. $Z(0)=0$
2. Para cualquier $t>0$ y $a>0$, $Z(t+a)-Z(t) \sim N(0,a)$
3. Para cualquier $t>0$ y $a>0$, $Z(t+a)-Z(t)$ son independientes de $\{Z(s) \mid 0 < s < t\}$

Un proceso de Wiener, denominado así en honor de Norbert Wiener, describe la evolución de una variable con distribución normal. La deriva o *drift* del proceso es θ y la varianza es I por unidad de tiempo. Esto significa que, si el valor de la va-

riable es x_0 al tiempo 0 , entonces al tiempo t es normalmente distribuida con media x_0 y varianza t . Un proceso generalizado de Wiener describe la evolución de una variable normalmente distribuida con una deriva de a y varianza b^2 por unidad de tiempo, donde a y b son constantes. Esto significa que si el valor de la variable es x_0 al tiempo 0 entonces es normalmente distribuida con media $x_0 + at$ y varianza bt al tiempo t . Puede ser definido para una variable X en términos de un proceso de Wiener Z como

$$dX = adt + bdZ$$

Con base en el movimiento browniano aritmético, denotado por $B(t)$ y conocido como estándar si $\nu = 0$ y $\sigma = 1$, permite expresar a $P(t)$, el precio de un activo, como

$$P(t) = \nu t + \sigma B(t), \quad t \in (0, T)$$

Entonces se puede describir la dinámica de los precios de los activos financieros como

$$dP(t) = \mu dt + \sigma dB(t)$$

Como se señaló en el capítulo anterior, las ideas de Bachelier fueron retomadas y ampliadas 50 años después. Samuelson (1965) propone que en un mercado eficiente el cambio en los precios es no predecible. Fama (1970) define el término hipótesis de la eficiencia de los mercados (HEM) y establece que los mercados incorporan en los precios de los activos financieros toda la información disponible. Jensen (1978) apoya rotundamente la propuesta de la HEM al señalar que tiene suficiente evidencia empírica en el mercado.

De Markowitz (1959), simiente de la teoría moderna del portafolio, se desprende que el diseño de portafolios óptimos o eficientes, o decisión de portafolios que lleva a cabo el inversionista de acuerdo con la relación riesgo-rendimiento que busca, se puede ver como la solución al problema:

$$\begin{aligned}
\min_{w_i} \quad & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j s_{ij} = s_p^2 \\
\text{s.a.} \quad & \sum_{i=1}^n w_i E_i = E_p \\
& \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j s_{ij} = s_p^2 \\
& \sum_{i=1}^n w_i = 1 \\
& w_i \geq 0
\end{aligned}$$

A es el parámetro que mide el grado de aversión al riesgo del inversionista, E_i y E_p son, respectivamente, los rendimientos esperados del activo i y del portafolio; w_i es la proporción del presupuesto de inversión asignada al activo i , s_{ij} es la covarianza entre los rendimientos del activo i y del activo j , s_p^2 es la varianza del portafolio. El conjunto de portafolios eficientes en el sentido de media y varianza del rendimiento, conocido como la frontera eficiente, se puede encontrar mediante la solución desarrollada por Markowitz (1956, 1959) o, alternativamente, por la propuesta de Merton (1972) que consiste en resolver el problema de optimización cuadrática:

$$\begin{aligned}
\min_{\omega_i} \quad & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_i \omega_j \sigma_{ij} = \sigma_p^2 \\
\text{s.a.} \quad & \sum_{i=1}^n \omega_i E_i = E_p \\
& \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_i \omega_j \sigma_{ij} = \sigma_p^2 \\
& \sum_{i=1}^n \omega_i = 1 \\
& \omega_i \geq 0
\end{aligned}$$

que es evidentemente una forma equivalente de resolver el mismo problema.

Tobin (1958) supone que el inversionista percibe el riesgo como un mal que es deseable evitar, al mismo tiempo que considera que la riqueza es un bien, razón

por la cual es deseable maximizarla pues ello incrementa su utilidad; entonces el problema que enfrenta para configurar su portafolio es decidir cuánto de su patrimonio debe asignar a dinero en efectivo y bonos que le ofrecen un rendimiento con riesgo pues hay incertidumbre respecto al rendimiento que finalmente ofrecerán. Tobin considera que el inversionista incluye en su portafolio activos líquidos dada su necesidad de gastos de consumo y la posibilidad de mejores alternativas de inversión en el futuro. También demuestra Tobin que el modelo de Markowitz sobre la decisión de portafolio, bajo ciertas condiciones (eficiencia en media y varianza), implica que el proceso de inversión puede dividirse en dos fases: 1) la elección de una combinación óptima de activos riesgos que es única y, 2) la distribución de fondos entre dicha combinación y un activo único libre de riesgo, resultado conocido como el teorema de separación de Tobin, según el cual si hay un activo libre de riesgo, con rendimiento r_f , la combinación de activos riesgosos óptima, llámese portafolio Z , se obtiene cuando los activos riesgosos se seleccionan de forma tal que se satisface el problema:

$$\begin{aligned} \max_{w_i} \quad & \frac{\mathbb{E}_Z - r_f}{S_Z} \\ \text{s.a.} \quad & \sum_{i=1}^n w_i = 1. \end{aligned}$$

En el *capital asset pricing model* (CAPM), desarrollado de forma independiente por Treynor (1962), Lintner (1965a) y Sharpe (1963, 1964), propone el modelo de valoración de activos considerando un mercado en equilibrio donde el portafolio de cada inversionista es eficiente en media y varianza; engloba en una sola variable el efecto de todas las variables externas del mercado que impactan los precios de los activos. Partiendo del teorema de separación de Tobin, la recompensa por el riesgo marginal asociado con la inversión en el activo riesgoso i está dada por:

$$\frac{\frac{\partial \mathbb{E}_Z}{\partial \omega_i}}{\frac{\partial \sigma_Z}{\partial \omega_i}} = \frac{(\mathbb{E}_i - \mathbb{E}_M)}{\frac{\omega_i(\sigma_i^2 + \sigma_M^2 - 2\sigma_{iM}) + \sigma_{iM} - \sigma_M^2}{\sigma_Z}},$$

que al valuarse en $\omega_i = 0$ proporciona el resultado

$$\left. \begin{array}{l} \frac{\partial \mathbb{E}_Z}{\partial \omega_i} \\ \frac{\partial \sigma_Z}{\partial \omega_i} \end{array} \right|_{\omega_i=0} = \frac{\sigma_M(\mathbb{E}_i - \mathbb{E}_M)}{\sigma_{iM} - \sigma_M^2}.$$

Debido a que en el punto de evaluación de la recompensa por el riesgo marginal se debe cumplir

$$\frac{\sigma_M(\mathbb{E}_i - \mathbb{E}_M)}{\sigma_{iM} - \sigma_M^2} = \frac{\mathbb{E}_M - r_f}{\sigma_M},$$

se tiene

$$\mathbb{E}_i = r_f + (\mathbb{E}_M - r_f) \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}.$$

Haciendo $\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} = \beta_i$ se obtiene la *beta* del activo i , que es la medida adecuada del riesgo sistemático al que está expuesto dicho activo.

Se ha generado abundante literatura alrededor de la validez teórica y empírica del CAPM, y se han realizado múltiples extensiones con el objetivo de relajar algunos de sus supuestos. También destaca el estudio de las conocidas “anomalías”. Éstas son violaciones a los supuestos definidos en la teoría relacionadas con el riesgo sistemático que no capta la beta de mercado, y que contradice el planteamiento del CAPM.

Ross (1976) propone el APT (*arbitrage pricing theory model*), el cual contribuyó en el interés por el desarrollo de los modelos multifactoriales. Bajo este enfoque se parte del “no arbitraje”, además el rendimiento del activo se deriva de diversos factores de riesgo sistemático y del riesgo de mercado. Es decir, identifica la aportación individual de los componentes más significativos de la economía a los que considera factores determinantes del rendimiento de los activos. Siendo \mathbb{E}_i nuevamente el rendimiento esperado el activo i , la ecuación de la APT es:

$$\mathbb{E}_i \approx \rho + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \lambda_j$$

la cual se considera como aproximada debido a que la suma de los cuadrados de las desviaciones está acotada, lo que implica que a medida que el número

ro de activos considerados crece a infinito, la diferencia entre los dos lados de la ecuación tiende a cero. Dybvig (1983) demostró que esa ecuación puede ser una buena aproximación para estimar los rendimientos esperados si σ (definir qué variable es) es de magnitud razonable, la aversión “típica” al riesgo no es demasiado alta, la tenencia de activos *per cápita* es pequeña y si no es muy grande el riesgo no sistemático. Según Connor (1989), si los rendimientos obedecen a un modelo factorial aproximado como el de la ecuación básica de la APT, la ausencia de oportunidades de arbitraje implica la cota establecida por el modelo de Ross.

Una desventaja que se ha señalado respecto de la APT, es que no señala explícitamente cuáles son los factores de riesgo que se deben tomar en cuenta. Una década más tarde Chen, Roll y Ross (1986) representaron el riesgo sistemático destacando como componentes de ese riesgo relevantes a las variables macroeconómicas; la inflación, el PIB, las tasas de interés y la confianza de los inversionistas, y utilizaron un modelo de regresión múltiple para medir la *beta* de manera individual de cada componente con distintas variables. Estas variables influyen en el precio de los activos y encontraron evidencia significativa de su influencia. Este estudio ha motivado a una amplia gama de investigadores con el objetivo de estudiar sobre las variables económicas y financieras que generan el riesgo sistemático en diferentes mercados.

Otros factores observados en los modelos de variables múltiples incluyen las tasas de interés de corto plazo. En la literatura financiera existe un área sobresaliente de desarrollo que contempla se han desarrollado diversos modelos de estructura de tasa corta que valoran instrumentos de deuda. En esta dirección se han propuesto numerosos modelos en tiempo continuo para el estudio de la tasa corta. Entre ellos destacan los modelos de equilibrio y los modelos de no arbitraje. Los primeros, en su modalidad de un factor, se han utilizado ampliamente en la literatura empírica (Vasicek, 1977; Cox *et al.*, 1985). Como es conocido el modelo de Vasicek es un proceso de la familia Ornstein-Uhlenbeck con reversión a la media.

$$dP_t = a(b - P_t)dt + \sigma dB_t$$

$a > 0$ es la velocidad de convergencia o fuerza con la que es empujado el proceso, mientras que $b > 0$ es el nivel donde se toma el equilibrio, es el nivel de largo plazo, hacia donde el proceso se dirige, P_t es positivo si $b > P_t$ por lo que $dP_t = a(b - P_t)$ es positivo así P_t crece, dP_t es negativo si $b < P_t$ por lo que $dP_t = a(b - P_t)$ es negativo así P_t decrece.

Cox *et al.* (1985) asumen que las tasas de interés siguen un proceso estocástico en donde sus parámetros (tendencia y volatilidad) son funciones de sí mismas, pero independientes del tiempo. Captura la dinámica de la tasa de interés de corto plazo con reversión a la media, a , b , σ son parámetros constantes. La aportación más importante de este modelo es que en la estructura de plazos genera tasas de interés positivas siempre, a diferencia del modelo de Vasicek (1977) que puede generar tasas de interés negativas para algunos valores de los parámetros.¹ Mientras que en los segundos modelos los ejemplos clásicos son los modelos de Ho y Lee (1986). Las aplicaciones de estos modelos se han extendido a la valuación de distintos activos, por ejemplo, tipos de cambio de diferentes divisas e índices bursátiles globales. En el cuadro 1 se muestran otros modelos de tasas de interés basados en diferentes especificaciones de la ecuación diferencial estocástica que se supone rige su dinámica.

Cuadro 1. Modelos de tasas de interés

| Modelo | Parámetros | N. a _t | Proceso |
|---------------------|--|----------------------|---|
| Merton (1970) | $\alpha = 0$ $\beta = 0$ | $\mu + 1$ $A = 1$ | $dP_t = \mu dt + \sigma dB_t$ μ, σ son constantes |
| Vasicek (1977) | $\alpha = 1$ $\beta = 0$ | B, a | $dP_t = a(b - r_t) dt + \sigma dB_t$ A, b, σ son constantes |
| Doten (1978) | $\beta = 1$ | | $dP_t = \sigma P_t dB_t$ σ son constantes |
| CIR (1985) | $\alpha = 1$ $\beta = \frac{1}{2}$ | B, a | $dP_t = a(b - X_t) dt + \sigma \sqrt{X_t} dB_t$ a, b, σ son constantes |
| Ho y Lee (1986) | $\alpha = 0$ $\beta = 0$ | $2, h_t$ | $dP_t = h_t dt + \sigma dB_t$ σ es constante |
| Longstaff (1979) | $\alpha = \frac{1}{2}$ $\beta = \frac{1}{2}$ | b, a | $dP_t = a(b - \sqrt{P_t}) dt + \sigma \sqrt{P_t} dB_t$ a, b, σ son constantes |
| Hull y White (1990) | $\alpha = 1$ $\beta = 0$ | b_t, a | $dP_t = a(b_t - P_t) dt + \sigma dB_t$ b_t, σ son función del tiempo |

Fuente: Mota (2006).

¹ Para la forma de dos factores véase Longstaff y Schwartz (1992).

En la misma dirección –que han sido ampliamente estudiados y han encontrado bastas aplicaciones en la teoría financiera–, se encuentran los modelos ARCH y GARCH (Engle, 1982; Bollerslev, 1986), los cuales han sido utilizados para modelar la volatilidad en series de tiempo financieras y se han enriquecido al incorporar variantes en sus definiciones originales en la relación funcional entre la volatilidad condicional actual y las volatilidades condicionales e innovaciones pasadas, y en la distribución estadística de los errores (Nelson y Sunier, 1995; Chan, Leung y Wang, 2004; Zhu, 2007).

Los momentos de los procesos ARCH, en resumen, presentan las siguientes características:

1. $E[a_t] = 0$
2. $E[at \text{ as}] = 0$
3. La varianza no condicional de $\{a_t\}$ es constante: $E[a^2_t] = \alpha_0 / (1 - \alpha_1)$
4. La media condicional es cero $E[at | \Omega_{t-1}] = 0$
5. La varianza condicional está dada por: $E[a^2_t | \Omega_{t-1}] = \alpha_0 + \alpha_1 a^2(t-1)$

Al extender esta clase de modelos, se llega a expresiones de la forma:

$$a_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 a_{t-2}^2}$$

o más generalmente

$$a_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 a_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q a_{t-q}^2}$$

Siendo $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\alpha_2 \geq 0$, ..., $\alpha_q \geq 0$.

La primera ecuación es un ARCH (2) y la segunda un ARCH (q), cuando se incorporan al análisis de los fenómenos de volatilidad variable. Su varianza condicional está dada por el modelo GARCH estándar (Bollerslev, 1986):

$$R_t = \mu + \beta_2 \sigma_t^2 + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + a \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Aun con el interesante avance y desarrollo obtenidos, estos modelos presentan algunas limitaciones. El modelo GARCH (p, q) ha sido utilizado en múltiples estudios, sin embargo, no captura totalmente la dinámica asimétrica porque la varianza condicional está ligada únicamente a las varianzas condicionales pasadas y a las innovaciones cuadradas, por lo que el signo de los rendimientos no juega

un papel importante en las volatilidades. Esta limitante de los modelos GARCH estándar es una de las motivaciones principales para el desarrollo de otras propuestas de extensión de los modelos GARCH; el GARCH de umbral (TGARCH) de Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) quienes argumentaron que la relación entre la volatilidad y los rendimientos esperados puede ser negativa, al igual que Zakoian (1994) y el modelo EGARCH de Nelson (1991), quien propuso el modelo EGARCH como una extensión del GARCH que considera la asimetría. La principal diferencia con el modelo GARCH propuesto por Bollerslev (1986) es que el efecto apalancamiento es exponencial y la varianza es positiva. Los modelos EGARCH fueron diseñados para capturar el efecto apalancamiento. El efecto apalancamiento predice que el precio de un activo se volverá más volátil cuando su precio disminuye. Sugiere que la volatilidad tiende a aumentar como respuesta a “malas noticias” y tiende a caer en respuesta a “buenas noticias”.

La especificación de la varianza de EGARCH está dada por:

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + a \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

En la ecuación el parámetro γ modela la asimetría. Por otra parte, si el signo esperado del parámetro γ es positivo entonces facilitaría el efecto en incertidumbres futuras, por lo que un impacto negativo incrementaría la volatilidad futura, y por ende la incertidumbre entre los agentes económicos. Otra conclusión a la que se llega con éste modelo es que la varianza nunca puede ser negativa. La forma logarítmica de la varianza condicional implica que el efecto de apalancamiento es exponencial y que los pronósticos de la varianza no son negativos. La presencia del efecto apalancamiento puede probarse mediante la hipótesis de $\gamma > 0$. Si $\gamma \neq 0$, entonces el impacto es asimétrico.

Como mencionamos, originalmente los modelos TGARCH fueron desarrollados por Zakoian (1994) y Glosten, Jagannathan y Runkle (1993). El proceso es una mezcla de los modelos ARCH y GARCH. Asume que los cambios inesperados en los rendimientos tienen efectos diferentes sobre la varianza condicional de los retornos del índice del mercado. La especificación de la varianza condicional, está dada por:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

donde $d_t = 1$ si $\varepsilon_t < 0$ y $d_t = 0$. Si se tiene un impacto positivo, son buenas noticias ($\varepsilon_t > 0$), cuando el impacto es negativo, son malas noticias

($\varepsilon_t < 0$) tienen efectos distintos sobre la varianza condicional. Específicamente, buenas noticias tienen un impacto de a , mientras que las malas noticias impactan $a + \gamma$. If $\gamma > 0$ por lo tanto el efecto asimetría existe y las malas noticias incrementan la volatilidad, si $\gamma \neq 0$ con un impacto asimétrico. Otro aspecto a destacar es que si $\gamma_i > 0$, las malas noticias incrementan la volatilidad en los mercados y ocurre el efecto apalancamiento.

Entre las teorías que han encontrado implementaciones empíricas utilizando GARCH, tenemos: el CAPM (Sharpe, 1964; Lintner, 1965), el APT (Ross, 1976; Black y Scholes, 1973) y el modelo intertemporal, ICAPM (Merton, 1973). El CAPM, orientado al consumo, es uno de los modelos multifactoriales de mayor importancia. Merton (1973) construyó sobre el ICAPM para ilustrar la relación entre los rendimientos del mercado accionario y la volatilidad, y usó el modelo GARCH-M como una implementación del CAPM para mostrar que los inversionistas adversos al riesgo demandan una compensación extraordinaria igual al riesgo adicional; así mismo, argumentó una relación lineal positiva entre los rendimientos esperados y la varianza de la cartera del mercado.

Debido a que el crecimiento de esta familia de modelos no parece haber llegado a su fin, extendiéndose incluso a versiones especializadas en modelos multivariados que por motivos del espacio disponible no se enuncian en estas páginas, nos limitamos a presentar en el cuadro 2 algunos ejemplos adicionales de modelos GARCH univariados.

Engle, Lilien y Robins (1987) desarrollaron el modelo GARCH-M para estimar esta relación lineal utilizando el parámetro de aversión al riesgo para medir el impacto de la varianza sobre los rendimientos y encontraron una relación positiva. Sin embargo, otras investigaciones han argumentado una relación negativa entre los rendimientos y la varianza. Más adelante, Campbell, Lo y MacKinlay (1997) amplían su trabajo a múltiples factores, utilizan el análisis de componentes principales de la matriz de varianzas-covarianzas y extienden su análisis a variables económicas.

Pero aun con el interesante avance y desarrollo obtenidos, estos modelos presentan algunas limitaciones. El modelo GARCH (p,q) ha sido utilizado en múltiples estudios, sin embargo, no captura totalmente la dinámica asimétrica porque la varianza condicional está ligada únicamente a las varianzas condicionales pasadas y a las innovaciones cuadradas, por lo que el signo de los rendimientos no juega un papel importante en las volatilidades. Esta limitante de los modelos GARCH estándar es una de las motivaciones principales para el desarrollo de otras propuestas de extensión de los modelos GARCH; el GARCH de umbral (TGARCH) de Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) quienes argumentaron que la relación entre la volatilidad y los rendimientos esperados puede ser negativa, al igual que

Zakoian (1994) y el modelo EGARCH de Nelson (1991), por último, el GARCH que modela la desviación estándar (PGARCH) (Ding *et al.*, 1993).

Cuadro 2. Algunos modelos de la familia ARCH

ARCH no lineal (Engle y Bollerslev 1986)

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}|^\gamma + \beta \sigma_{t-1}^2$$

ARCH multiplicativo (Mihoj 1987, Geweke 1986, Pantula 1986)

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \log(\varepsilon_{t-i}^2)$$

GARCH estándar Bollerslev y Taylor (1986)

$$R_t = \mu + \beta_2 \sigma_t^2 + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + a\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

TGARCH (Glosten, Jagannathan y Runkle 1989; Zakoian 1990)

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$$

donde $d_{t-1} = 1$ si $\varepsilon_{t-1} < 0$ y

$d_{t-1} = 0$ en cualquier otro caso

EGARCH (Nelson 1989)

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \alpha \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}}$$

GARCH asimétrico (Engle 1990)

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha (\varepsilon_{t-1} + \gamma)^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

GARCH no lineal asimétrico

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha (\varepsilon_{t-1} + \gamma \sigma_{t-1})^2$$

Fuente: elaboración propia.

Los modelos EGARCH, TGARCH, PGARCH son conocidos como modelos de apalancamiento Enders (2004) y están vinculados fuertemente al impacto de las noticias (*good or bad news*) sobre la serie de tiempo. En Mota (2012) se estudia la volatilidad de los rendimientos de 39 acciones del IPC de la Bolsa de Valores en México y demuestra que las noticias económicas impactan la volatilidad. El modelo propuesto permite observar que las buenas y las malas noticias son indicadoras del comportamiento de los flujos de efectivo, y que cuando se presenta un choque positivo o negativo repercute en ellos a la baja o a la alza, incluso muestra que hay efectos más pronunciados con las noticias malas que con las buenas a través de las curvas de apalancamiento, por lo que constituyen evidencia. Además, se observó que la volatilidad de algunos de los activos estudiados tiende a persistir en el tiempo, es decir, obedece a procesos no estacionarios.

Otra área de investigación ampliamente desarrollada en la economía financiera es la administración de riesgos y los productos derivados. El origen cuantitativo está en el trabajo seminal de Black y Scholes (1973) y el de Merton (1973), “Theory of rational option pricing”, en el cual se fundamenta la teoría moderna de valoración de opciones. Las opciones pueden valorarse por medio de ecuaciones diferenciales, son modelos de tiempo continuo donde las variables que definen la opción son descritas mediante ecuaciones diferenciales parciales y sus propios supuestos restrictivos, lo cual implica que al modificar las restricciones, el modelo cambia y se torna difícil de resolver. Hull y White (1988) proponen una solución analítica para estudiar un activo subyacente. Algunos ejemplos de integración numérica y diferencia finita explícita o implícita se muestran en Brennan (1979).

Retomando a Black y Scholes (1973) la teoría de valuación de títulos opcionales está limitado a la valuación de una opción *call* tipo europea cuyo activo subyacente es una acción que no paga dividendos. Suponen que la dinámica del precio de la acción, S , sigue el proceso descrito por la ecuación diferencial estocástica

$$dS = S\mu dt + S\sigma dt$$

siendo, por tanto, los rendimientos instantáneos descritos por la ecuación

$$\frac{dS}{S} = \mu dt + \sigma dt$$

Debido a las condiciones teóricas en las que opera un mercado eficiente, es decir, sin oportunidades de arbitraje, con la posibilidad de adquirir fondos o presarlos a la tasa libre de riesgo, operando sin costos de transacción, sin límites a la cantidad que se puede vender o comprar de los activos, incluyendo las ventas en

corto; así como la supuesta existencia de un portafolio de cobertura con una posición larga en la acción subyacente y una posición corta en la opción *call* sobre esa opción (cuyo rendimiento debe ser igual a la tasa libre de riesgo) y con base en las reglas de derivación obtenidas mediante el lema de Itô, Black y Scholes (1973) obtienen la ecuación diferencial parcial:

$$\frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2}\sigma^2 S^2 \frac{\partial V}{\partial S^2} + rS \frac{\partial V}{\partial S} - rV = 0,$$

donde:

- V = Valor del hipotético portafolio de cobertura
- r = Tasa libre de riesgo
- S = Valor de la opción en el mercado
- σ^2 = La varianza de los rendimientos de la acción

La solución de dicha ecuación proporciona la llamada ecuación de Black y Scholes mediante la cual se puede valorar la opción *call*:

$$C_{S_t, t} = S_t N(d_1) - Ke^{-r(T-t)} N(d_2)$$

$$d_1 = \frac{\ln(S_t/K) + (r + \sigma^2/2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T-t}$$

C es el valor de la opción *call*, S_t el precio de mercado de la acción valuada en t , $N(d)$ la función de distribución acumulada de una variable normal estándar, K el precio al cual se puede ejercer la opción y $T-t$ el tiempo, expresado en términos anuales, entre t y la fecha en que expira la opción.

Como se señaló en el capítulo 1, el modelo teórico de Black-Scholes ampliado por Merton (1973) para acomodar los dividendos pagados por la acción subyacente, se constituyó en un referente cuyo uso se ha extendido a la valuación de otros tipos de activos tales como bonos, contratos *forward*, futuros o *swaps*, e incluso a la valuación de empresas dadas sus estructuras de capital y los proyectos empresariales de acuerdo con su valor estratégico. También es de destacar que parte muy importante de la ampliación de la gama de posibilidades para las aplicaciones prácticas de este modelo se debe a que sus supuestos han sido relajados en diversas direcciones. León, Mencía y Sentana (2005) plantean que el subyacente no sigue un comportamiento gaussiano; Balieiro y Rosenfeld (2004) y Jarrow y Rudd (1982) utilizan series de expansión de Edgeworth. En este grupo destaca la

propuesta que simplifica el modelo de Black y Scholes por medio de la transformación de variables propuesta de Luherman (1998).

Al utilizar técnicas numéricas para valorar opciones que consideran procesos estocásticos, se encuentran varias aproximaciones de valoración de árboles binomiales, son modelos en tiempo discreto, asumen que el activo subyacente sigue un proceso binomial multiplicativo. Cox, Ross y Rubinstein (1979) en su aproximación hacen posible una valuación simplificada de las opciones en tiempo discreto. Boyle (1988) propone un modelo multinomial bivariante para valorar opciones con dos subyacentes. Kamrad y Ritchken (1991) estudian modelos trinomiales y multinomiales y Rubinstein (1994) propone árboles binomiales con volatilidades implícitas y binomiales con series de expansión de Edgeworth (Rubinstein, 1998).

Este método resulta simple, es sencillo modelar opciones americanas y opciones interrelacionadas. También es posible modificar variables y cambiar restricciones, como en el método anterior. Es interesante observar que a mayor número de periodos se obtienen resultados más precisos y los resultados del modelo se aproximan a los resultados de Black y Scholes. Finalmente, cuando se asume que las variables siguen un proceso estocástico aleatorio también es posible realizar simulación Montecarlo (Boyle, 1977); el método puede valorar la gran mayoría de las opciones tipo europeo.

Finalmente, el valor en riesgo (var) se ha convertido en una metodología muy utilizada para evaluar el riesgo que enfrentan las instituciones financieras y bancarias debido a sus posiciones en activos financieros. Representa la máxima pérdida probable en el precio de un activo financiero en t , para un nivel de confianza x , en circunstancias de normalidad de los mercados financieros

$$VaR_a = F_L^{-1}(a) = \inf \{ R : F_L(l) \geq a \}$$

Con la obligación impuesta por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (BCBS, por su nombre en inglés) de cumplir con el nivel de capitalización basado en la estimación del var a partir de 1996, y debido también a la imperiosa necesidad de evaluar constantemente los niveles de riesgo, derivados en parte de los recurrentes momentos de crisis económicas en el mundo, esta modelación ha alcanzado una importante popularidad entre los practicantes como medida del riesgo, no obstante, los serios cuestionamientos a nivel internacional, consecuencia de sus limitaciones como respuesta en estos periodos de alta volatilidad. Dando origen al valor en riesgo condicional (cvar) como una medida de riesgo que captura estos procesos (Artzner *et al.*, 1999), el cual asume la pérdida esperada que excede al var, presenta un mejor ajuste en la estimación del riesgo comparativamente

con el var y es robusto en distribuciones asimétricas. Por otro lado, Gaivoronski y Pflug (2005) plantean una aproximación al var usando una medida suave (svaR).

Como es sabido, una preocupación entre los estudiosos de los fenómenos económicos y financieros es que variables tales como los rendimientos de los activos financieros no parecen ajustarse a los supuestos de normalidad, afectando incluso las correspondientes mediciones del riesgo. Entre los primeros trabajos que pueden citarse al respecto se encuentran, como se ha mencionado con anterioridad, Fama (1965) y Samuelson (1967) que abordan el estudio de la selección de portafolios, así como Fama y Roll (1968, 1971) que se ocupan del análisis de distribuciones estables. Chan, Pan y Wu (1993) encuentran que la mezcla de distribuciones estables es capaz de producir una descripción más exacta de las distribuciones empíricas de los rendimientos de bonos. Entre esos avances y otros, aumentó el arsenal disponible para llevar a cabo la investigación en el terreno de la economía financiera. Es conveniente destacar que desde la última década del siglo pasado, haciéndose eco en parte de las consideraciones que se planteaban desde el propio estudio de la economía y la finanzas, y proponiendo nuevas herramientas propias de la estadística matemática, se incrementó de una manera importante la participación de los físicos en el ámbito económico-financiero, dando como resultado la aparición de la econofísica como una rama emergente de la ciencia física. Algunos representantes de este grupo de investigadores son Arthur (1994) y Farmer (1999), entre otros. Principalmente se han orientado al estudio de dinámicas no lineales, y al desarrollo de modelos para estudiar series de tiempo estocásticas y deterministas aplicados a las series de tiempo de los precios de los activos, volatilidades y a la correlación de series financieras.

La investigación académica sobre economía financiera en México

Aunque toda clasificación es un tanto arbitraria, *grosso modo* podemos pensar que en México se han dado etapas en el desarrollo de la investigación que pueden caracterizarse en forma tal que se corresponden con el crecimiento de la importancia de la actividad financiera en el entorno doméstico. Por lo anterior, con las limitaciones inherentes, podemos decir que la primera de esas etapas es el periodo anterior al proceso de reformas económicas y financieras que abrieron paso a la liberalización de los mercados financieros en nuestro país y que acaban con el modelo económico que se había instaurado en el país desde la posguerra. La segunda etapa se puede caracterizar, a grandes rasgos, por el periodo de instrumentación de tales reformas y la tercera etapa se puede considerar como la

posterior a la crisis de los mercados financieros internacionales iniciada en los mercados de Estados Unidos, el cual actuó en cierta forma como un parteaguas para el mundo de las altas finanzas.

La etapa previa a la apertura de los mercados financieros es amplia y se ha tratado de alguna forma en diferentes obras que dan cuenta de los principales eventos y características de la operación del sistema financiero mexicano y sus principales componentes. En esa época se destaca la participación de la banca comercial y la banca de desarrollo como los medios del financiamiento requerido para las actividades productivas y de fomento al consumo de los particulares mediante créditos de bienes de consumo duradero (hipotecarios, automotrices, por ejemplo) y del crédito de consumo de bienes no duraderos; por ejemplo, a fines de esa época se introduce el uso de tarjetas de crédito mediante las cuales se incentiva el consumo de todo tipo de bienes incluyendo algunos básicos, como alimentos. Eventos de importancia singular para la discusión que ahora nos ocupa es la consolidación de los tres mercados accionarios (Ciudad de México, Guadalajara y Monterrey), así como la introducción de los ampliamente conocidos Certificados de la Tesorería en el mercado mexicano de dinero, los cuales fueron emitidos con el objeto de que contribuyesen al financiamiento del gasto público y que resultaron en un rotundo éxito debido a que se constituyeron en una alternativa de ahorro atractiva para los inversionistas mexicanos. Ambos eventos enmarcan los finales de esa época dentro del auge experimentado por la economía mexicana derivado del desarrollo esperado en la industria petrolera gracias a los nuevos crecimientos y en un contexto internacional de precios petroleros relativamente altos como consecuencia de la crisis petrolera del año 1973 a partir de la cual se disparó la escalada en los precios de ese energético fundamental para las operaciones de producción industrial.

Las alzas de los costos de los bienes que se derivaron de los altos precios petroleros indujeron condiciones recesivas y el contexto de alta inflación en los países altamente industrializados. La autoridad monetaria de Estados Unidos, la Federal Reserve (FED), respondió a las presiones inflacionarias elevando la tasa de interés y con ello el costo del dinero. Como consecuencia, el endeudamiento del gobierno y empresarios mexicanos se volvió repentinamente una carga muy pesada haciéndose prácticamente imposible de cubrir al mismo tiempo que la economía nacional iba enfrentando condiciones cada vez más adversas para sostener el crecimiento económico. En los primeros años de la década siguiente, la posibilidad de que México, seguido tal vez por otros países, se declarase en moratoria se volvió cada vez un evento con mayor probabilidad de ocurrencia, razón por la cual las propias autoridades estadounidenses y los principales agentes financieros del

mundo empezaron a diseñar planes que hicieran factible la recuperación de los recursos otorgados en préstamo a los países que contando con menores niveles de industrialización, así como altos grados de dependencia del exterior, se habían endeudado fuertemente y que como consecuencia de las condiciones económicas de los países ricos que eran los destinos principales de su factura de exportación veían la disminución y agotamiento de las reservas internacionales con las cuales contaban. Ante la insuficiencia del Plan Baker para proporcionar medios eficaces de alivio a la situación de países caracterizados en aquel entonces como miembros del llamado Tercer Mundo, en 1989 se procedió a desarrollar un nuevo plan de mayor calado, conocido como Plan Brady denominado así en honor de su proponente el entonces secretario de la Tesorería de Estados Unidos. Un componente clave para la instrumentación del plan que convertía la deuda externa, incluyendo el endeudamiento privado de los países latinoamericanos en problemas, en una promesa de pago garantizada por los gobiernos y que actuaría como un complemento de los compromisos de llevar a cabo ajustes estructurales en forma de reformas a sus economías. A cambio, se les ofreció nuevamente el acceso a los mercados financieros mundiales, lo que constituyó en ese momento una oportunidad de retomar la senda del crecimiento perdido prácticamente a todo lo largo de los años 1980.

Se puede incluir como parte de los estudios efectuados en la etapa previa al proceso de liberalización el trabajo de Haugen *et al.* (1985). Entre los esfuerzos de investigación llevados a cabo por investigadores mexicanos en relación con los eventos y las secuelas y consecuencias inmediatas de la liberalización financiera podemos citar el trabajo de Cabello y Ortiz (1995) y De la Calle (1991). También las condiciones de la apertura económica y financiera dieron paso al proceso de globalización e integración de la economía mexicana y sus diferentes mercados, incluyendo los financieros. Como es sabido, el marco del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) se convirtió en un fundamento toral de ese proceso.

En el contexto financiero nacieron nuevas preocupaciones derivadas de la crisis financiera a la cual se enfrentó México recién puesto en marcha el TLCAN, así como a los profundos desequilibrios que dicha crisis indujo en el total de la actividad económica. Un ejemplo de la preocupación por comprender mejor las crisis cambiarias es el trabajo de Banda (2004). Posteriormente, los efectos de las crisis financieras que se presentaron en otros países, etiquetados con la misma denominación de emergentes como el caso de México, contribuyeron al enriquecimiento de la nueva agenda de investigación, extendiéndola del desempeño de los mercados y variables financieras al estudio de la exposición de los activos financieros al riesgo sistemático que es consecuencia de los riesgos macroeconómicos, incluyen-

do aquellos riesgos derivados de las relaciones de los mercados mexicanos con los mercados de otros países. Hay diversos trabajos que pueden presentarse como referentes, haciendo imposible dar cuenta de todos ellos en forma pormenorizada, sin embargo y aunque pueda parecer un tanto injusto, mencionaremos algunos de ellos como ejemplos concretos de las preocupaciones mostradas por algunos de los investigadores nacionales. Cabello (1999, 2001) ofrece un análisis más detallado de los efectos del proceso de la globalización y la liberalización financieras sobre el mercado bursátil mexicano en tanto que Ortiz (1995) se ocupa del análisis de la relación entre el mercado de capital mexicano y el desarrollo y la integración financiera del país. Aunque con un enfoque más limitado, también se puede incluir entre la producción de la época inmediata a la liberalización del sector financiero mexicano a trabajos dedicados a obtener evidencia sobre la eficiencia del mercado cambiario mexicano *forward* (por ejemplo, Garduño, 1996) o el mercado accionario (como es el caso de Moctezuma, 1998; López, 1998), la teoría del mercado de capitales (López, 2000) y sobre los factores de riesgo sistemático presentes en ese mercado, por ejemplo, Navarro y Santillán (2001), así como López y Vázquez (2002) continúan el trabajo iniciado por De la Calle (1990) sobre su determinación en el caso de las acciones mexicanas.

Con los elementos hasta aquí expuestos podemos decir que desde fines del siglo pasado se encuentran antecedentes con aportaciones importantes de la investigación académica mexicana sobre diversos problemas financieros. Muy notoriamente se ha enriquecido la agenda de investigación actual con un incremento importante durante el presente siglo. Desde fines de la primera década del presente siglo se ha incrementado notablemente la producción derivada de la investigación académica que se ha llevado a cabo en México relacionada con los mercados, modelos y riesgos financieros. Además de aspectos empíricos sobre el funcionamiento de esos mercados y la adecuación de los modelos para medir los riesgos, las líneas de investigación que se han desarrollado incluyen también la evaluación de las contribuciones teóricas prominentes como las que se han enunciado en páginas previas. Como se ha señalado, una explicación del interés por investigar tales problemáticas es de manera natural las reformas económico-financieras que condujeron a la apertura e internacionalización del sistema financiero mexicano y las consecuencias de esa liberalización de los mercados financieros mexicanos, destacando entre otras las nuevas oportunidades de inversión y los riesgos asociados con tales oportunidades.

Resulta un tanto evidente para los involucrados con la investigación financiera que se lleva a cabo en México que se ha ampliado también el conjunto de revistas que ofrecen oportunidades de publicación de los resultados de

esa investigación. Desde fines del siglo pasado hasta el presente, revistas como *Economía: Teoría y Práctica*, *Estudios Económicos*, *Investigación Económica*, *Econoquantum*, así como *Contaduría y Administración* han venido dando cabida a ese tipo de trabajos especializados. Entre esos esfuerzos de impulso a la investigación en la primera parte de los años 2000 se cuenta la aparición de la *Revista Mexicana de Economía y Finanzas* (REMEF) la cual, a diferencia de otras publicaciones de investigación en áreas económicas, concede un papel preponderante a la investigación financiera. Después de haber estado varios años sin publicar, reaparece en lo que es su segunda época para continuar publicando trabajos de investigación tanto en finanzas como en otras áreas de las disciplinas económicas. Para las fechas de este escrito, la calidad de la REMEF como medio de publicación de investigación especializada no solo goza del reconocimiento nacional formando parte del Sistema de Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología, ha empezado a ser reconocida también en el ámbito internacional logrando el ingreso a Scielo Citation Index de Wos (World of Science).

Entre la producción académica mexicana publicada durante el periodo que cubre de la primera década del siglo actual hasta antes de la crisis financiera mundial, se pueden citar diferentes trabajos como el de Ludlow y Mota (2005a) enfocado en la selección de portafolios en la bolsa mexicana, en tanto que el trabajo de Galindo y Catalán (2003) se ocupa del estudio de la estructura de los plazos en las tasas de interés mexicana y Núñez, De la Cruz y Ortega (2007) se ocupan del estudio de la tasa de interés del Cete mediante diversos modelos en tiempo continuo. En cuanto a estudios relacionados con diferentes aspectos de la eficiencia del mercado mexicano de acciones se pueden considerar los trabajos de Ramírez y Sandoval (2002), Hernández, Reina y Campuzano (2003) y Cabello y Ortiz (2003); en cuanto a eficiencia del mercado de cambios respecto del peso se puede considerar también a Galindo y Salcines (2004). Entre otros trabajos relacionados con el riesgo del mercado accionario mexicano se encuentran, por ejemplo, Lorenzo (2004), Ludlow y Mota (2005b), López (2004, 2006), Gárritz (2006), o bien, con estudios comparativos del riesgo en bolsas de países emergentes como el de Téllez y López (2005) y el de Téllez y Martínez (2005). Ortiz, Cabello y Jesús (2006) estudian las relaciones de corto y largo plazo entre la inflación y los tipos de cambio con el desempeño de los mercados accionarios de México y Brasil y los mismos autores (2007) estudian la relación entre el mercado accionario mexicano y la actividad económica.

Debido a la inauguración del Mercado Mexicano de Derivados (MexDer) en diciembre de 1998, el estudio de los productos derivados se convirtió en otro componente importante de la agenda de investigación financiera mexicana con un énfasis en la valuación de activos derivados y el desarrollo de aplicaciones de la

ingeniería financiera para la administración de los riesgos financieros. Entre los trabajos correspondientes a esa época se pueden citar los trabajos de Hernández (1999), Venegas (2001, 2002), Fundia (2002), Venegas y González (2002).

También la banca ha sido importante para estudiosos del tema, así encontramos trabajos como los de Cermeño *et al.* (2001) en el que estudian los determinantes de la crisis financiera a la luz de la fragilidad bancaria; Hernández-Rodríguez (2005) analiza la eficiencia de la banca mexicana dada la relación entre su grado de concentración y la tasa de interés; Ruiz-Porras (2006) que se concentran en el análisis de las crisis bancarias; Ávalos y Hernández (2006) que estudian la competencia entre los bancos mexicanos proponiendo que la competencia debe analizarse desde un enfoque que incluya el sistema financiero en su conjunto. Santillán (2005) estudia la concentración e internacionalización del sector bancario mexicano, también (2007) analiza los factores que influyeron en la decisión estratégica de internacionalización de los bancos españoles hacia los países latinoamericanos, naturalmente incluyendo México, y (2008) estudia los patrones de la concentración bancaria en diversos países, incluyendo el caso mexicano. En Ruiz, Vázquez y Núñez (2006) se analizan los cambios ocurridos en México en las regulaciones y prácticas bancarias de administración de riesgos, cambios que, aducen, se dieron como consecuencia de la globalización financiera.

Por supuesto, la crisis financiera de 2008-2009 se convirtió en un elemento más para fomentar la producción de los investigadores mexicanos. Dentro del contexto configurado por la crisis financiera derivada de la caída de los mercados financieros estadounidenses y sus secuelas financieras y económicas, tanto en ese país como en el resto del mundo, encontramos que varios investigadores mexicanos de diferentes universidades del país se ocuparon del análisis de las causas, eventos destacados y consecuencias de esa crisis. Como ejemplos de trabajos colectivos desarrollados con un enfoque específico orientado a entender mejor los eventos relacionados con dicha crisis destacan Mendoza, López y Watkins (2011), Mendoza (2013), Ortiz, Ortiz y Mendoza (2011) y Santillán (2015).

La magnitud de la crisis, así como la amplitud y profundidad de sus alcances, se convirtió en un nuevo acicate que dio un renovado impulso a la investigación sobre economía financiera en México, dando lugar al desarrollo de obras colectivas de investigación que presentan avances y perspectivas en todas las áreas de la investigación mexicana en economía financiera (véase el apéndice A al final de este capítulo). El renovado interés incluso ha llevado a cristalizar una obra como la de Calva (2013), cuyo enfoque está orientado hacia el estudio de las relaciones entre el sector financiero y las reformas en materia económica desde la perspectiva coyuntural de la administración presidencial de Enrique Peña Nieto.

Naturalmente que la cantidad de los productos publicados como resultado de la investigación realizada desde la academia mexicana es mucho más grande que la breve enumeración que se ha presentado en los párrafos previos. No obstante, sin dejar de solicitar que se disculpe la omisión de muchos otros trabajos, queremos hacer constar que la pretensión del recuento que se ha presentado es únicamente a manera de una muestra cuyo objetivo es enunciar la tendencia en las principales líneas de investigación que se han abierto y trabajado en el país.

Es conveniente destacar que, como consecuencia del interés de las instituciones mexicanas de enseñanza superior por el avance de la investigación en esta área de conocimientos, se han organizado eventos académicos en forma de congresos de investigación que también han contribuido a impulsar la generación de investigaciones por parte de académicos nacionales. Entre los principales antecedentes se cuenta en forma notablemente destacada el congreso anual organizado por la Academia de Ciencias Administrativas que por dos décadas ha dado cabida a una mesa de finanzas y economía, así como el congreso, también anual, que realiza la Facultad de Contaduría y Administración de la UNAM. De la misma forma que el desarrollo de la investigación en esta disciplina ha llevado a la creación y desarrollo de eventos de investigación altamente especializados como son el Foro de Finanzas, Administración de Riesgos e Ingeniería Financiera, cuya organización es liderada por la UAM-Azcapotzalco contando ya con más de diez años de existencia, y el Congreso de Investigación Financiera que organiza anualmente la Fundación de Investigación del Instituto Mexicano de Finanzas en coordinación con universidades patrocinadoras.

Antes de concluir esta sección también debemos reconocer que, entre los diferentes factores y eventos que han concurrido para configurar una agenda de investigación sobre la economía financiera en México, el apoyo al desarrollo de investigadores que ha brindado el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología a través del Sistema Nacional de Investigadores así como mediante becas a estudiantes de posgrado, constituyen elementos clave para sostener los esfuerzos de investigación que se han hecho hasta el presente y, naturalmente, mucha de la investigación que se hará en el futuro.

Conclusiones

La gran gama de investigaciones sobre economía financiera ha evolucionado y se ha extendido desde una visión microeconómica hacia un enfoque macroeconómico en la medida en que se ha visto obligada a considerar múltiples factores

que influyen en las dinámicas de los mercados nacionales e internacionales, de las instituciones privadas y gubernamentales, así como de las economías en su conjunto. La visión de interrelación e integración ha rebasado todo límite y es necesario apuntar hacia allá. Los fenómenos de globalización, complejidad y crisis financieras, las últimas con alcance también global, cuyas repercusiones son directas y profundas en la economía real tanto de países desarrollados como de economías etiquetadas como emergentes, teniendo como una consecuencia indeseable la acentuación de la pobreza.

La entonces primera gran crisis mundial del siglo **xxi**, manifiesta la compleja vinculación que existe entre los sistemas económico-financieros mundiales. El camino recorrido para explicar y modelar los fenómenos económicos en los mercados financieros a principios del siglo **xx** ha sido fructífero y arduo. El estudio de las finanzas en términos generales prospera en la década de 1960 cuando es rescatado el trabajo del matemático francés Louis Jean-Baptiste Alphonse Bachelier (1870-1946) por varios autores, hasta que Samuelson (1965) diseminó esta escuela cuantitativa de pensamiento. A partir de ahí, Fama (1970) y Jensen (1978) establecen las bases teóricas durante los siguientes 25 años de la teoría de la eficiencia de mercados (EMH). En la década de 1970 fue significativo el uso de modelos estocásticos mientras que en las décadas de 1980 y 1990 fue particularmente relevante el desarrollo de trabajos relacionados con el uso de la econometría; investigaciones sobre dinámicas no lineales, fractales, procesos estocásticos, permitieron el desarrollo de modelos ARCH (Engle, 1982; Bollerslev, 1986), así como los modelos EGARCH, TGARCH, PGARCH que responden a la problemática de la administración de riesgos orientados a las opciones financieras (Black y Scholes, 1973; Merton, 1973; Hull y White, 1988; Luherman, 1998) y de ahí trasladado a la visión estratégica de las opciones reales (Dixit y Pindyck, 1994; Boyle, 1988; Kamrad y Ritchken, 1991). En esta gama también los modelos orientados a la valoración del riesgo, usando la metodología ampliamente conocida del var y sus extensiones cvar y svar. Hasta las nuevas propuestas que han surgido de la escuela de la “econofísica” que emerge de Chicago con el trabajo de reconocidos investigadores.

En dicho contexto, una constante del desarrollo de las finanzas globales ha sido el riesgo y la incertidumbre como un estado único inevitable. Así, desde su comienzo, la respuesta de la ciencia económica a través de la economía financiera ha sido identificar los problemas que lo alimentan ideando y desarrollando herramientas de modelos cuantitativos que los midan y prevengan en vísperas de cumplir con la función financiera de maximizar el valor de la renta. El siglo **xx**, con todo su esplendor y complejidad económica, financiera, social y política, ha sido

el promotor y principal testigo de la búsqueda constante de la certeza a través de la evolución del desarrollo de la economía financiera.

Parece ser muy evidente que, en términos generales, la investigación que se ha llevado a cabo en México en el área de la economía financiera, particularmente la de carácter empírico, ha seguido en primer lugar, las necesidades de conocimiento para responder a los diferentes problemas que ha planteado el desarrollo del sector financiero doméstico. La evolución de los mercados financieros mexicanos a la luz de la globalización financiera y la integración de esos mercados al orden mundial, así como la aparición de instrumentos novedosos de inversión, han disparado en forma notable la investigación sobre los factores que determinan los tipos, fuentes y niveles de riesgo a los cuales se encuentran sujetos los activos financieros mexicanos y los elementos sustantivos para su administración, así como el efecto que dicho riesgo tiene en el valor de los activos. Adicionalmente, se han abierto líneas de investigación que se enfocan en todo tipo de variables que afectan el funcionamiento de los mercados financieros, extendiéndose para abarcar las interrelaciones entre mercados, nacionales y extranjeros, de diferentes activos.

A pesar de la profusión de investigación que se ha realizado desde la academia mexicana, especialmente durante los últimos veinte años, no se puede decir que se haya agotado la cantidad de posibles vías por las cuales esos esfuerzos transitan, por lo contrario, en la medida que el dinamismo de los mercados financieros nacionales y de todo el mundo parece ir siempre *in crescendo*. Nuevas oportunidades de inversión son creadas y nuevas necesidades de recursos financieros surgen, así el ahorro-inversión y el financiamiento de las actividades productivas, tan necesarios para que la economía mexicana pueda superar parte de los atrasos que vive, sigue imponiendo una búsqueda constante de nuevas respuestas y soluciones a las problemáticas planteadas por los cambios y transformaciones que siguen ocurriendo en los mercados financieros mexicanos.

Referencias

- ARTHUR, W. B. (1994). Inductive reasoning and bounding rationality. *The American Economic Review*, 84(2): 406-411.
- ARTZNER, P. *et al.* (1999). Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*, 9(3): 203-228.
- ÁVALOS, M. y Hernández, F. (2006). *Competencia bancaria en México*. México: Naciones Unidas (Serie Estudios y Perspectivas, 62).
- BACHELIER, L. (1900). *Théorie de la spéculation*. *Annales scientifiques de l'École Normale Supérieure*, 3^e série, tome 17. París: Gauthier-Villars, pp. 21-86.
- BALIEIRO, R. y Rosenfeld, R. (2004). Testing option pricing with the Edgeworth expansion. *Physica A*, 344(3-4): 484-490.

- BANDA, H. (2004). Modelos de crisis de tipo de cambio y su aplicación a la crisis mexicana de 1994. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 3(2): 127-143.
- BLACK, F. y Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3): 637-654.
- BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3): 307-327.
- BOYLE, P. (1977). Options: A Monte Carlo approach. *The Journal of Financial Economics*, 4(3): 323-338.
- (1988). A lattice framework for option pricing with two state variables. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23(1): 1-12.
- BRENNAN, M. (1979). The pricing of contingent claims in discrete time models. *Journal of Finance*, 24(1): 53-68.
- CABELLO, A. (1999). *Globalización y liberalización financieras y la Bolsa Mexicana de Valores. Del auge a la crisis*. México: Plaza y Valdés.
- CABELLO, A. (2001). Financial liberalization and the Mexican stock market beyond the 1994 crisis. En Ilhan Meric y Gulser Meric (eds.). *Global Financial Markets at the Turn of the Century*. Londres: Pergamon, pp. 151-176.
- y Ortiz, E. (1995). Debt crisis and economic recovery and performance of the emerging Latin American equity markets. En Gray H. Peter y Richard Sandra C. (eds.). *International Finance in the New World Order*. Oxford: Elsevier Science.
- (2003). Day of the week and month of the year anomalies in the Mexican stock market. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 2(3): 217-241.
- CAMPBELL, J.Y., Lo, A.W y MacKinlay, A.C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton: Princeton University Press.
- CALVA, J. L. (coord.) (2013). *Sistema financiero para el desarrollo: La reforma de Peña Nieto y opciones para 2013-2020*. México: Juan Pablos.
- CERMEÑO, R., Hernández, F. y Villagómez, A. (2001). Regímenes cambiantes, estructura de deuda y fragilidad bancaria en México. *Estudios Económicos*, 16(1): 105-132.
- CHAN, K. C., Pan, M-S. y Wu, H. K. (1993). An investigation of the empirical distribution of bond returns. *Journal of Economics and Business*, 45(2): 156-167.
- CHAN, S., Leung, W. y Wang, K. (2004). The impact of institutional investors on the Monday seasonal. *The Journal of Business*, 77(4): 967-986.
- CHEN, N. F., Roll, R. y Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3): 383-403.
- CONNOR, G. (1989). Notes on the arbitrage pricing theory. En S. Bhattacharya y G. M. Constantinides (eds.). *Theory of Valuation. Frontiers of Modern Financial Theory*. New Jersey: Rowman & Littlefield.
- COX, J. C., Ross, S. y Rubinstein, M. (1979). Option pricing: A simplified approach. *Journal of Financial Economics*, 7(3): 229-263.
- COX, J. C., Ingersoll, J. E. y Ross, S. A. (1985). A theory of the term structure of interest rates. *Econometrica*, 53(2): 385-407.
- DE LA CALLE, L. (1991). Diversification of macroeconomic risk and international integration of capital markets: The case of Mexico. *The World Bank Economic Review*, 5(3): 415-436.
- DING, Z., Granger, C. W. J. y Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1(1): 83- 106.
- DIXIT, A. y Pindyck, R. (1994). *Investment Under Uncertainty*. New Jersey: Princeton University Press.

- DYBVIG, P. H. (1983). An explicit bound on individual assets' deviations from APT pricing in a finite economy. *Journal of Financial Economics*, 12(4): 483-496.
- ENDERS, W. (2004). *Applied Econometric Time Series* (2ª ed.). New Jersey: John Wiley & Sons.
- ENGLE, R. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4): 987-1007.
- ENGLE, R.F., Lilien, D.M. y Robins, R.P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*, 55(2): 391-407.
- FAMA, E. (1965). Portfolio analysis in a stable Paretian market. *Management Science Series A*, 11(3): 404-419.
- (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25: 383-417.
- y Roll, R. (1968). Some properties of symmetric stable distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 63(323): 817-836.
- (1971). Parameter estimates for symmetric stable distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 66(334): 331-338.
- FARMER, J. (1999). Frontiers of finance: Evolution and efficient markets. *Proc Natl Academy of Sciences*, 96: 9991-9992.
- FUNDIA, A. D. (2002). A fast Monte Carlo algorithm for pricing American options, *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 1(3): 243-253.
- GAIVORONSKI, A. A. y Pflug, G. (2005). Value-at-risk in portfolio optimization: properties and computational approach. *Journal of Risk*, 7(2): 1-31.
- GALINDO, L. y Catalán, H. (2003). The term structure of interest rates in Mexico: The Cetes market. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 2(4): 339- 357.
- GALINDO, L. y Salcines, V. (2004). La eficiencia del mercado cambiario entre el euro, el peso mexicano y el dólar: un análisis de cointegración con restricciones. *Análisis Económico*, XIX (41), 277-291.
- GARDUÑO, R. (1996). Evidencia empírica de la eficiencia del mercado de tipos de cambio por adelantado en México. *Estudios Económicos*, 11(2): 181-209.
- GÁRRITZ, A. (2006). Volatilidad estocástica, teoría de valores extremos y valuación de derivados: calibración y análisis de 3 modelos de procesos estocásticos para el índice de la BMV de 1990 a 2005. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 5(1): 85-110.
- GLOSTEN, L., Jagannathan, R. y Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5): 1779-1801.
- HAUGEN, R., Ortiz, E. y Arjona, E. (1985). Market efficiency: Mexico versus the U.S. *The Journal of Portfolio Management*, 15(1): 28-32.
- HERNÁNDEZ DEL VALLE, A., Reina Sosa, F. y Allier Campuzano, H. (2003). La eficiencia en forma débil y el poder predictivo de los modelos ARMA-GARCH. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 2(2): 95-125.
- HERNÁNDEZ, F. (1999). Financial derivatives introduction and stock return volatility in an emerging market without clearinghouse: The Mexican experience. *Journal of Empirical Finance*, 6(2): 153-176.
- HERNÁNDEZ-RODRÍGUEZ, C. (2005). Is the market concentration and interest-rates relationship in the Mexican commercial banking industry a sign of efficiency? *EconoQuantum*, 1(2): 7-38.
- Ho, T. S. Y. y Lee, S. B. (1986) Term structure movements and pricing interest rate contingent claims. *The Journal of Finance*, 41(5): 1011-1029.

- HULL, H. y White, A. (1988). Analysis of the bias in option pricing caused by stochastic volatility. *Advances in Futures and Options Research*, 3: 27-61.
- JARROW, R. y Rudd, A. (1982). Approximate option valuation for arbitrary stochastic processes. *Journal of Financial Economics*, 10: 347-369.
- JENSEN, M. (1978). Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 6: 95-101.
- JOVANOVIĆ, F. y Schinckus, C. (2017). *Econophysics and Financial Economics. An Emerging Dialogue*. Oxford: Oxford University Press.
- KAMRAD, B. y Ritchken, P. (1991) Multinomial approximating models for options with k state variables. *Management Science*, 37(12): 1640-1652.
- KIBZUN, I. y Kuznetsov, E. (2003). Comparison of var and cvar criteria. *Automation and Remote Control*, 64(7): 1154-1164. doi: <http://doi.or-g/10.1023/A:1024794420632>
- LEÓN, A., Mencía, J. y Sentana, E. (2005). *Parametric Properties of Semi-nonparametric Distributions, With Application to Options Valuation*. Madrid: CEMFI.
- LINTNER, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1): 13-37.
- LONGSTAFFE, F. A. y Schwartz, E. S. (1992). Interest rate volatility and the term structure: A two-factor general equilibrium model. *The Journal of Finance*, 47(4): 1259-1282.
- LÓPEZ, F. (1998). Análisis de la eficiencia del mercado accionario mexicano. *Contaduría y Administración*, 191: 75-83.
- (2000). ¿Es igual el riesgo sistemático al medir la beta del CAPM mediante dos indicadores diferentes del rendimiento del mercado? *Contaduría y Administración*, 197: 4-15.
- (2004). Modelado de la volatilidad y pronóstico del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores. *Contaduría y Administración*, 213: 43-72.
- (2006). Riesgo sistemático en el mercado mexicano de capitales: Un caso de segmentación parcial. *Contaduría y Administración*, 219: 85-113.
- y Vázquez, F. (2002). Variables económicas y un modelo multifactorial para la Bolsa Mexicana de Valores: Análisis empírico sobre una muestra de activos. *Academia, Revista Latinoamericana de Administración*, 29: 5-28.
- LORENZO, A. (2004). Estudio de la volatilidad realizada aplicado al Índice de Precios y Cotizaciones de México. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 3(4): 333-341.
- LUDLOW, J. y Mota, M. B. (2005a). Curvas de apalancamiento y elección de carteras en la BMV. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 4(4): 313-346.
- (2005b). La dinámica de la volatilidad del IPC y sus componentes. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 4(2): 149-173.
- LUHERMAN, T. (1998). Investment opportunities as real options: Getting started on the numbers. *Harvard Business Reviews*, 4: 51-67.
- MARKOWITZ, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1): 77-91.
- (1956). The optimization of a quadratic function subject to linear constraints. *Naval Research Logistics Quarterly*, 3: 111-133.
- (1959). *Portfolio Selection. Efficient Diversification of Investments*. Nueva York: John Wiley & Sons.
- MENDOZA, J. (coord.) (2013). *La crisis financiera internacional. Efectos sectoriales en México y en su frontera norte*. México: El Colegio de la Frontera Norte.
- MENDOZA, A., López, F. y Watkins, K. (eds.) (2011). *Reflexiones sobre las crisis financieras*. México: Centro de Investigación e Inteligencia Económica, UPAEP/División de Investigación de la Facultad de Contaduría y Administración, UNAM.

- MERTON, R. C. (1972). An analytic derivation of the efficient portfolio frontier. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7(4): 1851-1872.
- (1973). Theory of rational option pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(1): 141-183.
- MOCTEZUMA, A. (1998). Análisis del nivel de eficiencia del mercado accionario mexicano (1989-1997). *CNBV Revista de Bancos y Mercados Financieros* (septiembre): 3-17.
- MOTA, B. (2012). La información asimétrica en los flujos netos de efectivo, en *Avances recientes en valuación de activos y administración de riesgos*, vol. 3. México: Universidad Panamericana.
- NAVARRO, C. y Santillán, R. (2001). A test of the APT in the Mexican stock market. Ponencia. Balas Conference. San Diego, University of San Diego.
- NELSON, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2): 347-370.
- y Sunier, A. (1995). Good news, bad news, volatility, and betas. *The Journal of Finance*, 1(5): 1575-1603.
- NÚÑEZ, J., De la Cruz, J. y Ortega, E. (2007). Continuous time models of interest rate: testing the Mexican data (1998-2006). *Economics Bulletin*, 7(11): 1-9.
- ORTIZ, E. (1995). Mercados de capital y el desarrollo e integración financiera de México, en A. Girón, E. Ortiz y E. Correa (comps.). *Integración financiera y TLC: Retos y perspectivas*. México: IIE, UNAM/siglo XXI, pp. 33-54.
- , Cabello, A. y Jesús, R. de (2006). Long-run inflation and exchange rates hedge of stocks in Brazil and Mexico. *Global Economy Journal*, 6(3): 1-31.
- (2007). The role of Mexico's stock exchange in economic growth. *The Journal of Economic Asymmetries*, 4(2): 1-26.
- ORTIZ, F., Ortiz, A. y Mendoza, B. (coords.). (2011). *Crecimiento, desarrollo y crisis financiera. Una visión crítica de la economía*, vol. 1. México: Universidad Panamericana/Instituto Politécnico Nacional. México.
- RAMÍREZ, J. y Sandoval, R. (2002). ¿Existen componentes pronosticables en las series de los rendimientos de las acciones? *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 1(1): 39-58.
- READ, C. (2013). *The Efficient Market Hypothesis: Bachelier, Samuelson, Fama, Ross, Tobin, and Shiller*. Londres: Palgrave Macmillan.
- ROSS, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3): 341-360.
- RUBINSTEIN, M. (1994). Implied binomial trees. *Journal of Finance*, 49(3): 771-818.
- (1998). Edgeworth binomial trees. *Journal of Derivatives*, 5(3): 20-27.
- RUIZ, A., Vásquez, N. y Núñez, J. (2006). Efectos de la globalización financiera en la administración y regulación de riesgos bancarios en México. *Contaduría y Administración*, 219: 115-141.
- RUIZ-PORRAS, A. (2006). Financial systems and banking crises: An assessment. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 5(1): 13-27.
- SAMUELSON, P. A. (1965). Rational theory of warrant pricing. *Industrial Management Review*, 6: 13-39.
- (1967). Efficient portfolio selection for Pareto-Lévy investments. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2(2): 107-122.
- SANTILLÁN, R. (2005). Concentration and internationalization of the Mexican banking sector, en H. Arbelaez, R. W. Click (eds.), *Latin American Financial Markets. Developments in Financial Innovations*, vol. 5. Amsterdam: Elsevier JAI, pp. 191-230.

- (2007). Spanish banks' successful expansion into Latin America. Conferencia: Encuentro de Finanzas de la Universidad de Santiago de Chile.
- (2008). Global and local concentration patterns in banking: An analysis of the EU, the US and Mexico. *Latin American Business Review*, 6(1): 83-113.
- (ed.) (2015). *La gran recesión (2007-2012). Lecciones y oportunidades para México*. México: Instituto Mexicano de Ejecutivos en Finanzas.
- SHARPE, W. (1963). A simplified model for portfolio analysis. *Management Science*, 9(2): 277-293.
- (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3): 425-442.
- TÉLLEZ, J. y López, P. (2005). A comparative analysis of volatility models in some emerging stock exchanges. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 4(2): 127-147.
- TÉLLEZ, J. y Martínez, C. (2005). Volatility co-movement among Latin American stock exchanges: Bad times vs. good times. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 4(4): 387-426.
- TOBIN, J. (1958). Liquidity preference as behaviour toward risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2): 65-86.
- TREYNOR, J. (1962). Towards a theory of market value of risky assets. DOI: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.628187>
- VASICEK, O. A. (1977). An equilibrium characterization of the term structure. *Journal of Financial Economics*, 5(2): 177-188.
- VENEGAS, F. (2001). Opciones, coberturas y procesos de difusión con saltos: una aplicación a los títulos de GARSO. *Estudios Económicos*, 16(2): 203- 226.
- (2002). Cobertura de flujos financieros con instrumentos de renta fija. *Estudios Económicos*, 17(2): 171-192.
- y González, B. (2002). Cobertura de tasas de interés con futuros del Mercado Mexicano de Derivados: Un modelo estocástico de duración y convexidad. *El Trimestre Económico*, 59(2): 227-25.
- ZAKOIAN, M. (1994). Threshold Heteroscedastic Models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18: 931-955.
- ZHU, Y. (2007). *Application of Asymmetric Laplace Laws in Financial Risk Measures and Time Series Analysis*. Dissertation for the degree of doctor of Philosophy. University of Florida.

Apéndice A. Algunas obras de investigación colectiva

- CASTILLO, C. E.; Martínez, J. F. y Rivas, S. (eds.) (2013). *Modelos para la toma de decisiones en la ingeniería económica y financiera: un enfoque estocástico*. México: Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo/Instituto Politécnico Nacional/Porrúa.
- CORONADO, S. y Gatica, L. (coords.) (2011). *Métodos no lineales en series económicas y/o financieras*. Zapopan: Centro Universitario de Ciencias Económico-Administrativas, Universidad de Guadalajara.
- CORONADO, S., Celso, P. L. y Trejo, C. O. (eds.) (2014). *Non-Linear Time Series and Finance*. México: Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas, Universidad de Guadalajara.
- CORONADO, S., Rojas, O. y Venegas, F. (coords.) (2018). *Recent Topics in Time Series and Finance: Theory and Applications in Emerging Markets*. Guadalajara: Universidad de Guadalajara.

- MARTÍNEZ, J. F., Pérez, G. y Ortiz, R. (coords.) (2015). *Modelos para la toma de decisiones en la ingeniería económica y financiera: un enfoque estocástico*, vol. 2. México: Universidad Autónoma de Hidalgo/Instituto Politécnico Nacional.
- MARTÍNEZ, M. y López, F. (coords.) (2010). *Administración de riesgos*, vol. I: *Banca, mercados, empresa y modelos financieros*. México: UAM Azcapotzalco.
- MARTÍNEZ, M., Zubieta, C. y López, F. (coords.) (2011). *Administración de riesgos*, vol. II. México: UAM Azcapotzalco.
- (2011). *Administración de riesgos*, vol. III. México: UAM Azcapotzalco.
- (2013). *Administración de riesgos*, vol. IV. México: UAM Azcapotzalco.
- y Venegas, F. (coords.) (2016). *Administración de riesgos*, vol. VI. México: UAM Azcapotzalco.
- ORTIZ, F. (coord.) (2010). *Avances recientes en valuación de activos y administración de riesgos*, vol. 1. México: Universidad Panamericana.
- (coord.) (2011). *Avances recientes en valuación de activos y administración de riesgos*, vol. 2. México: Universidad Panamericana.
- ORTIZ, F. y López, F. (coords.) (2012). *Avances recientes en valuación de activos y administración de riesgos*, vol. 3. México: Universidad Panamericana.
- y Venegas, F. (coords.) (2012). *Fronteras en economía financiera*, vol. 1. México: Universidad Panamericana/Universidad Nacional Autónoma de México/Instituto Politécnico Nacional.
- ORTIZ, F., Venegas, F. y López, F. (coords.) (2013). *Avances recientes en valuación de activos y administración de riesgos*, vol. 4. México: Universidad Panamericana/Universidad Nacional Autónoma de México/Instituto Politécnico Nacional.
- RUIZ, A. y Venegas, F. (coords.) (2017). *Avances en economía financiera y desarrollo económico: Modelos analíticos y estudios cuantitativos*. Guadalajara: Universidad de Guadalajara.

SECCIÓN II

PORTAFOLIOS Y MERCADO ACCIONARIO

Medidas de diversificación para portafolios de inversión

*José Antonio Núñez Mora
Martha Angélica León Alvarado*

El concepto de diversificación

El término diversificar proviene del latín “*diversificāre*”, el cual está compuesto por los términos “*divērsus*” (diverso) y del sufijo “*ficāre*” (ficar), de la raíz de “*facēre*” que significa hacer. De acuerdo con la Real Academia Española, diversificar significa *convertir en múltiple y diverso lo que era uniforme y único*. En finanzas, diversificar un portafolio o una cartera, consiste en distribuir el monto total de la inversión en varios instrumentos o activos, con el objeto de mitigar el riesgo. Este principio es de suma importancia para la construcción de portafolios, ya que mientras más diversificada se encuentre la cartera, ésta tendrá mayor protección contra movimientos inesperados en los mercados financieros y, de esta forma se podrán lograr mayores rendimientos.

El desarrollo de los fondos mutuos en los Países Bajos, durante el siglo xviii, trajo consigo los primeros intentos de diversificación en las carteras. A través de mandatos de inversión (Lhabitant, 2017) se creaban grupos diversificados de valores específicos. Posteriormente, Leroy-Beaulieu (1906) introdujo el concepto de “división del capital” que consiste en colocar en el portafolio un cierto número de valores de naturaleza y origen geográfico distinto. De igual forma, Lowenfeld (1909) planteó la idea de “distribución geográfica del capital”, y haciendo análisis cuantitativos del rendimiento ajustado por riesgo, intentaba llegar a un modelo sistemático para promediar los riesgos de la inversión. Y más tarde, Neymarck (1913) traería la idea de crear portafolios con acciones que no estuvieran influenciadas unas con otras, de manera que, dado un evento, se pudieran contrarrestar sus efectos dentro de dicho portafolio.

Si bien estas ideas, intuitivas y considerablemente razonables, ya eran discutidas y aplicadas desde tiempo atrás, muchas de ellas carecían de un sustento matemático formal para la diversificación de las carteras. La construcción de portafolios se basaba principalmente en maximizar el rendimiento sin considerar el riesgo asociado. Fue hasta 1952 cuando el economista Harry Markowitz introdujo un modelo más formal para desarrollar este concepto dentro de su

tesis doctoral denominada “Selección de portafolios”. Markowitz (1952) demostró que, para maximizar el rendimiento, el inversionista no debe invertir solo en un instrumento considerablemente rentable, sino en un conjunto de varios activos de manera que pueda reducir su exposición al riesgo. Con esto, Markowitz proporcionó no solo los argumentos científicos para respaldar la diversificación de la cartera, sino también las herramientas para medirla y así crear portafolios óptimos.

El tema de la diversificación en un portafolio de inversión continúa siendo discutido dentro de la literatura financiera, al ser este un principio básico para la conformación de carteras de inversión. Hoy en día se cuenta con diversos modelos para medir el grado de diversificación de un portafolio, es por ello que se vuelve relevante su análisis dentro de la economía financiera, pasando por un estudio de la teoría existente en relación a este tema, utilizando modelos para desarrollar métricas adicionales de diversificación y finalmente, aplicar la investigación a la forma en los mercados financieros.

El objetivo de este capítulo es presentar algunas medidas utilizadas para cuantificar el nivel de diversificación de un portafolio de inversión, y proponer medidas basadas en componentes estadísticos y financieros, probando su efectividad al comparar índices bursátiles y su correspondiente Exchange Traded Fund (ETF).

La primera parte del capítulo presentará las medidas que han sido desarrolladas a través de distintos enfoques, los cuales involucran elementos tales como, un conteo simple del número de instrumentos incluidos en el portafolio, las características de riesgo y rendimiento asociadas a dichos instrumentos, la estructura de correlaciones y los factores de riesgo asociados a las distintas clases de activos consideradas en el portafolio; en este mismo capítulo se presentarán cuatro alternativas para medir el grado de diversificación de un portafolio.

Adicionalmente, en la segunda parte del capítulo se presentará un comparativo de los distintos índices de diversificación desarrollados en este documento, tomando como referencia dos índices bursátiles. Cada índice bursátil, al estar compuesto por diferentes acciones, será considerado como un portafolio de inversión, por lo cual, se calculará la diversificación en cada uno de ellos. Además de analizar estos dos índices bursátiles, se realizará también un análisis de sus respectivos ETF. La importancia de considerar estos instrumentos dentro de este análisis, radica en el hecho de que la inversión en ETF permite una diversificación más eficiente de las inversiones y trae consigo menores costos operativos. La parte final de este capítulo presenta las conclusiones.

Diferentes enfoques, diferentes medidas

La forma más simple de cuantificar la diversificación consiste en contabilizar el número de instrumentos incluidos en un portafolio. Este enfoque surge a raíz de creer que la diversificación implica un aumento de la cantidad de activos que se poseen, sin embargo, en la práctica no necesariamente esto es cierto. Por ejemplo, se puede tener una cartera igualmente ponderada, con 10 activos (10% asignado a cada uno), y por otro lado, se puede crear un portafolio con esos mismos 10 activos, pero con un 90% invertido en 1 de ellos y el 10% repartirlo entre los 9 activos restantes. En ambos casos, las carteras tendrán el mismo tamaño, sin embargo, su nivel de diversificación sería distinto.

Otro ejemplo de que estas ideas no son bien concebidas al día de hoy consiste en un estudio elaborado por Evans y Archer (1968) que concluye que aproximadamente con 10 acciones se puede construir un portafolio bien diversificado ya que de esta manera se puede reducir la varianza o el riesgo del mismo. Posterior a este resultado, un estudio elaborado por Statman (1987) determinó que, con un rango mucho más amplio de instrumentos, entre 30 y 40, se puede lograr la diversificación en un portafolio. A pesar de la seriedad con que estos estudios fueron elaborados, datan de la década de 1990, desde esa época hasta ahora, los mercados financieros han evolucionado de forma tan rápida que actualmente existe una gran variedad de activos que pueden ser elegidos para la construcción de un portafolio.

Un estudio realizado por Woerheide y Persson (1993), contiene una recopilación de medidas elaboradas bajo un enfoque que cuantifica primero la cantidad de instrumentos incluidos dentro de una cartera y después considera la manera en que estos están distribuidos dentro del portafolio. Estas medidas se caracterizan por proceder de índices de concentración utilizados en Organización Industrial, tales como el índice de Herfindahl Hirschmann, índices de entropía, así como los índices desarrollados por Rosenbluth (1961) y Horvath (1972). En dicho estudio, Woerheide y Persson (1993) examinaron la relación entre la desviación estándar de los rendimientos de portafolios seleccionados aleatoriamente y cinco tipos de indicadores de diversificación calculados a través del enfoque de concentración económica, midiendo así la calidad del indicador a través de una regresión lineal con el fin de identificar cuál de los cinco índices de diversificación calculados se relaciona de mejor forma con la reducción de la volatilidad, concluyendo que el complemento del índice de Herfindahl era el que lograba el mejor ajuste.

A pesar de que Woerheide y Persson (1993) comprobaron que algunas de estas medidas son excelentes indicadores de diversificación porque permiten premiar a carteras compuestas por múltiples activos y castigar aquellas con pocos instrumentos, estos índices no proporcionan información suficiente para determinar la efectividad de la diversificación de una cartera en términos del blindaje ante movimientos inesperados en los mercados financieros, ya que en todos estos casos, se pone atención a la cantidad de activos, pero no así la estructura de correlación entre los diferentes activos. Para lograr lo anterior, se considera necesario incorporar otras variables relevantes relacionadas con los distintos activos que componen la cartera, como son, rendimiento, riesgo e inclusive una estructura de correlaciones entre activos. Una vez incluidas estas variables para medir el grado de diversificación, es posible utilizar el complemento de algunos de estos indicadores de concentración para crear un índice comparativo, tal y como se verá en el desarrollo de un indicador de diversificación bajo otro enfoque.

Un segundo enfoque para medir la diversificación de un portafolio ha sido desarrollado a través del empleo de herramientas y métodos estadísticos. Con ayuda del coeficiente de correlación de Pearson se puede identificar el grado de relación entre los rendimientos de dos activos, de manera que para reducir el riesgo dentro de un portafolio, se deben elegir activos cuyos rendimientos no se encuentren correlacionados (Markowitz, 1952), así la caída en el precio de un activo no modificará de forma considerable el comportamiento del resto de los activos y por lo tanto se tendría un blindaje para el portafolio. Cuando el coeficiente de correlación es igual a 1, los rendimientos de los activos se encuentran correlacionados de forma positiva, una correlación de -1 significa que los activos se mueven en direcciones opuestas, mientras que un coeficiente de correlación igual a cero indica que los activos se encuentran no correlacionados, es decir, el cambio en un activo no tiene efecto sobre el cambio en otro activo. Así, entre más bajas sean las correlaciones entre los rendimientos de los activos que conforman el portafolio, mayor será el beneficio de la diversificación. Aunque el considerar las correlaciones entre activos parece ser una metodología razonablemente efectiva, tiene dos desventajas, por un lado, se requiere de una cantidad considerable de información para poder construir una adecuada matriz de correlaciones entre activos, y por otro lado, la crisis financiera ocurrida a finales de 2008 y principios de 2009 demostró que en momentos de alta volatilidad en los mercados, las correlaciones entre activos pueden cambiar de un momento a otro. Para resolver este problema, estudios como el de Laloux *et al.* (2000) han señalado que la matriz de correlaciones de la muestra puede contener ruido, lo

cual puede a su vez afectar las estimaciones, así que han propuesto estimaciones de una matriz de correlaciones “limpia”.

Una forma de emplear las correlaciones para medir el grado de diversificación de un portafolio consiste en utilizar el valor en riesgo (var). El var es la mayor pérdida que se espera obtener en un instrumento financiero o portafolio de inversión en un periodo de tiempo determinado y bajo un cierto nivel de confianza. Es una de las medidas más utilizadas para evaluar el riesgo de una determinada posición o cartera de activos financieros. Entre sus principales ventajas, se encuentra el hecho de que permite observar los beneficios de la diversificación de una cartera de inversión, es decir, el var calculado como la suma de los var individuales de cada activo que compone el portafolio (var no diversificado), será siempre mayor al var de todo el portafolio (var diversificado). Este argumento es señalado también por Jorion (2006), al subrayar que los beneficios de la diversificación se observan comparando el var diversificado y el var no diversificado de una misma cartera.

El indicador que se propone bajo este enfoque consiste en calcular el beneficio por diversificación de un portafolio, es decir, la diferencia entre la suma del var individual de los activos del portafolio, menos el var del portafolio en su conjunto, medido como proporción de la suma del var individual de los activos del portafolio. Esta es una propuesta que Pérignon y Smith (2010) desarrollaron al analizar los var reportados trimestralmente por los principales bancos en Estados Unidos, entre finales de 2001 y comienzos de 2007, con la intención de demostrar si los modelos de var de los bancos generaban evaluaciones de riesgo de mercado demasiado prudentes al subestimar el efecto de diversificación.

El var de cada activo al nivel de confianza α se calcula de forma paramétrica de la siguiente manera:

$$VaR_{\alpha} \text{activo}_i = \Phi^{-1}(1 - \alpha) * \sigma_i \quad (1)$$

Donde $\Phi^{-1}(1 - \alpha)$ corresponde a la distribución normal estándar inversa acumulativa del valor $1 - \alpha$, σ_i , es la desviación estándar del activo i .

Mientras que el var del portafolio se calcula haciendo uso de la matriz de correlaciones:

$$VaR \text{ portafolio} = \sqrt{VaR \text{ activos } C (VaR \text{ activos})^T} \quad (2)$$

Donde $\overline{VaR \text{ activos}}$ corresponde al vector $(1 \times n)$ que contiene los valores del var de los activos del portafolio, y $(\overline{VaR \text{ activos}})^T$ corresponde a su vector transpuesto $(n \times 1)$. Mientras que C corresponde a la matriz de correlaciones de los activos $(n \times n)$.

Si bien, el var ha sido ampliamente utilizado en el ámbito financiero para medir el riesgo de mercado de un activo o un portafolio, se ha demostrado también que cuenta con una importante deficiencia, y es el hecho de que esta medida de riesgo no cumple una de las cuatro propiedades para ser una medida coherente de riesgo, propuestas por Artzner *et al.* (1999). Esta propiedad a la que hacemos referencia corresponde a la *subaditividad*, es decir, bajo el valor en riesgo no siempre se cumple que una fusión de portafolios no crea riesgo adicional, o bien, que la diversificación reduce el riesgo, esto es:

$$VaR(X + Y) \leq VaR(X) + VaR(Y) \quad (3)$$

Donde $VaR(X + Y)$ corresponde al var del portafolio X y el portafolio Y, mientras que $VaR(X)$ y $VaR(Y)$ corresponden al var del portafolio X y al var del portafolio Y respectivamente.

Por lo anterior, se propone utilizar el valor en riesgo condicional (cvar) o “*expected shortfall*”, que es una medida de riesgo que sí cumple con las cuatro propiedades para ser una medida coherente de riesgo, y que ha sido utilizada como una medida alternativa al var, puesto que además permite identificar el promedio de pérdidas superiores al nivel del var.

Para contar una mejor referencia y poder comparar todos los índices que se calcularán, este indicador se multiplicará por el valor de 10; de esta forma, entre mayor sea el beneficio obtenido por la diversificación mayor será el valor de este indicador.

$$ICVAR: \left[\frac{\sum_{i=1}^n CVaR_{activo_i} - CVaR_{portafolio}}{\sum_{i=1}^n CVaR_{activo_i}} \right] \quad (4)$$

Donde el cvar de cada activo al nivel de confianza α se calcula de forma paramétrica de la siguiente manera:

$$CVaR \text{ activo}_i = \phi[\Phi^{-1}(\alpha)] * \frac{-\sigma_i}{1 - \alpha} \quad (5)$$

Donde $\phi^{-1}(\alpha)$ corresponde a la función de densidad de una distribución normal estándar para el valor α , y σ_i es la desviación estándar del activo i .

El anexo 1 presenta un breve resumen de cómo se llega a la fórmula cerrada para el *cvar* asumiendo una distribución normal de los rendimientos.

Mientras que el *cvar* del portafolio se calcula haciendo uso de la matriz de correlaciones:

$$CVaR \text{ portafolio} = \sqrt{\overline{CVaR \text{ activos}} C (\overline{CVaR \text{ activos}})^T} \quad (6)$$

Donde $\overline{CVaR \text{ activos}}$ corresponde al vector $(1 \times n)$ que contiene los valores del *cvar* de los activos del portafolio, y $(\overline{CVaR \text{ activos}})^T$ corresponde a su vector transpuesto $(n \times 1)$. Mientras que C corresponde a la matriz de correlaciones de los activos $(n \times n)$.

Otra de las herramientas estadísticas comúnmente utilizadas consiste en el análisis de componentes principales, el cual tiene como objetivo explicar la estructura de varianzas y covarianzas de un conjunto de variables a partir de la combinación lineal de las mismas (componentes). Cabe destacar que estas componentes no se encuentran correlacionadas entre ellas, lo cual se considera como una característica atractiva del análisis de componentes principales. La importancia de este método estadístico radica en el hecho de que permite explicar la varianza contenida en un conjunto de variables con solo una porción de ellas, de esta manera, si un portafolio de inversiones está compuesto por múltiples activos y solo una pequeña porción de ellos explican un alto porcentaje de la varianza del portafolio, se puede considerar que el portafolio no se encuentra bien diversificado debido a que contiene activos que son equivalentes entre ellos en términos de su correlación. Frahm y Wiechers (2011) coinciden con lo anterior y argumentan que, si el número de componentes que explican mucha de la varianza del portafolio es muy cercano al número de activos que lo componen, significa que los instrumentos están casi no correlacionados, lo cual es un indicio de un alto grado de heterogeneidad o diversificación.

Para calcular el indicador de diversificación a través del método de componentes principales se considera que un portafolio con n activos cuyo historial de rendimientos muestra correlaciones entre ellos, es transformado a un conjunto de p combinaciones lineales de esos activos ($p \leq n$), llamadas componentes principales. Así, la matriz de varianzas y covarianzas (Σ) será descompuesta de la siguiente forma:

$$\Sigma = \Gamma \Lambda \Gamma' \quad (7)$$

Donde:

$\Lambda = \text{diag}(\lambda_1^2, \dots, \lambda_n^2)$ es la matriz diagonal de los valores propios de Σ , de forma que cada λ_i^2 representa la varianza del i -ésimo componente principal.

Γ es una matriz ortogonal tal que $\Gamma\Gamma' = I_n$, y sus columnas son los vectores propios estandarizados de Σ .

Bajo este enfoque, Rudin y Morgan (2006) crearon un índice de diversificación, denominado *Portfolio Diversification Index* (PDI), examinando portafolio con n activos igualmente ponderados, de forma que su indicador de diversificación queda expresado como:

$$\text{PDI}: 2 * \sum_{p=1}^n p * W_p - 1 \quad (8)$$

Donde $W_p = \frac{\lambda_p^2}{\sum_{p=1}^n \lambda_p^2}$ representa la proporción de la varianza total del portafolio, explicada por el p -ésimo componente principal.

De esta forma, si los activos del portafolio se encuentran altamente correlacionados, ya sea positiva o negativamente, serán pocos los componentes principales los que explicarán la mayor parte de la variabilidad del portafolio, por lo tanto, el indicador será pequeño, mientras que si los n activos del portafolio se encuentran no correlacionados, el indicador alcanzará su nivel máximo.

Es de suma importancia notar que, el indicador creado por Rudin y Morgan (2006) consideraba portafolios igualmente ponderados, sin embargo, para este ejercicio, se calculará un PDI modificado, con el fin de considerar portafolios con distintos niveles de ponderación entre los activos. Para esto, antes de calcular los componentes principales sobre la matriz de varianzas y covarianzas de los rendimientos de los activos de cada portafolio (índice bursátil o ETF), se calcularán sobre la matriz de varianzas y covarianzas de los rendimientos ponderados por el peso que tenía cada activo dentro del portafolio a la fecha de cálculo del indicador de diversificación.

Adicional al indicador modificado de Rudin y Morgan (2006) (PDI), bajo el enfoque de componentes principales se calculará otro indicador que considere, además de la proporción de variabilidad explicada por cada componente, la magnitud de esa variabilidad. Esto es muy importante de considerar ya que si dos portafolios tienen la misma cantidad de clase de activos y por lo tanto la misma cantidad de componentes principales, el portafolio con mejor diversificación será aquel que distribuye de forma más homogénea la varianza explicada entre sus componentes. Para esto, se utilizará nuevamente la matriz de varianzas y covarianzas de los rendimientos ponderados, y se hará uso del complemento

del Índice de Herfindahl-Hirschman sobre la variabilidad explicada por las λ_i^2 , con el fin de identificar si la varianza explicada por las componentes se encuentra o no concentrada en algunas de ellas. Para contar con una mejor referencia y poder comparar todos los índices que se calcularán, este indicador se multiplicará por el valor de 10. De esta manera, el indicador quedará expresado como:

$$\text{ICP: } 10 * \left(1 - \sum_{i=1}^n W_i^2\right) \quad (9)$$

Donde nuevamente $W_i = \frac{\lambda_i^2}{\sum_{i=1}^n \lambda_i^2}$ representa la proporción de la varianza total del portafolio, explicada por el *i-ésimo* componente principal.

Un indicador con un enfoque muy similar a éste fue el desarrollado por Meucci (2009), en donde utiliza una medida denominada *distribución de la diversificación* que corresponde a la R^2 de una regresión del rendimiento total de la cartera en el *i-ésimo* componente principal. Para posteriormente aplicar a esta medida de distribución de la diversificación, la medida exponencial de entropía de Shannon. De esta forma, si la entropía alcanzará su valor máximo (igual al número de componentes de la cartera), podremos decir que el portafolio está completamente diversificado.

El método de componentes principales funciona muy bien cuando se requiere evaluar la diversificación de solo un portafolio; sin embargo, si se requiere comparar el nivel de diversificación en distintos portafolios a través de esta metodología, se tiene el problema de que estos pueden tener diferentes estrategias de inversión y por lo tanto distintas direcciones de variabilidad, con lo cual se podría estar castigando injustamente a un portafolio en términos de su diversificación. Una posible solución para este problema consistiría en considerar un portafolio de referencia o *benchmark* y agrupar portafolios con estrategias de inversión similares para así poder compararlos en términos de su diversificación, aunque bajo esta alternativa, el reto ahora consiste en la elección de un *benchmark* adecuado para este propósito.

Algunos otros inconvenientes que tiene el medir la diversificación a través del uso de componentes principales, son señalados por Meucci *et al.* (2013), en donde señalan que los componentes principales son estadísticamente inestables, no son invariables en las transformaciones, no son únicos, no son fáciles de interpretar y pueden dar lugar a resultados contraintuitivos. Asimismo, O'Toole (2012) también señala que las medidas basadas en el análisis de componentes principales pueden producir estimaciones engañosas de diversificación cuando existen correlaciones negativas entre los activos, por ejemplo, para el caso del

PDI, O'Toole (2012) encontró que este indicador es simétrico respecto a las correlaciones negativas, esto es debido a que los valores propios obtenidos bajo componentes principales son los mismos independientemente del signo de la correlación.

Un tercer enfoque para la medición de la diversificación consiste en ir más allá del análisis de los instrumentos que componen la cartera. Los recientes episodios de volatilidad que se han presentado en los mercados financieros han propiciado la búsqueda de mecanismos para identificar factores o componentes que tengan un efecto de diversificación en las carteras; mediante este enfoque se consideran factores que contribuyen a una mejor diversificación, más allá de solo considerar las variables de rendimiento y riesgo de los instrumentos.

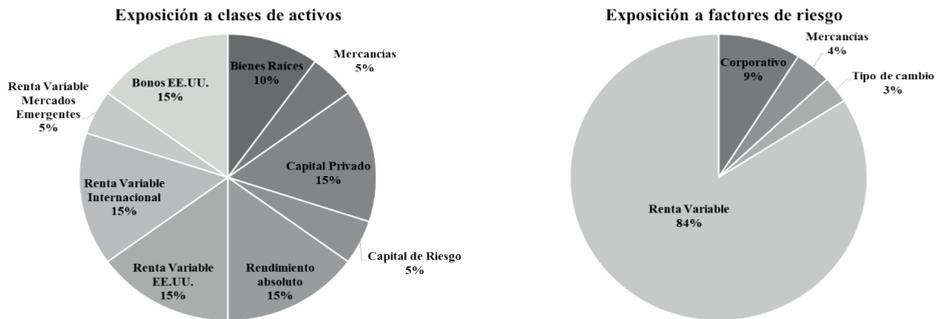
De acuerdo con una investigación del Callan Investments Institute (2012), los factores de riesgo pueden ser considerados como bloques de construcción para la diversificación de un portafolio, de manera que al combinarlos adecuadamente, el portafolio se encontrará más diversificado y será más eficiente que un portafolio construido con los métodos tradicionales. El estudio de Callan Investments Institute (2012) considera que algunas clases de activos con características disímiles pueden llegar a tener altas correlaciones debido al resultado de una intersección de la exposición a sus factores de riesgo subyacentes, lo que genera que muchos portafolios muestren una pobre diversificación en caídas del mercado.

A pesar de que existe un número indeterminado de factores de exposición, dentro del trabajo elaborado por el Callan Investments Institute (2012) se propone una clasificación basada en factores macroeconómicos, patrones de rendimientos, variables financieras regionales, renta fija y otros. En ese mismo estudio, a través de la construcción de portafolios con distintos horizontes de inversión considerando factores de riesgo de las clases de activos, se encontró que mediante esta metodología se pueden generar carteras con mejores rendimientos y menor desviación estándar que un portafolio tradicional.

Un estudio de PIMCO Investment Products en 2015 refuerza el enfoque de diversificación de portafolios a través de factores de riesgo, al señalar que los factores de riesgo son las exposiciones subyacentes al riesgo que dirigen el rendimiento de una clase de activo (gráfica 1), y sugieren que el uso de este enfoque requiere una visión macroeconómica sobre una amplia gama de variables, tales como la política monetaria, la inflación, las tasas de interés, los tipos de cambios, las tendencias de crecimiento económico, entre otros. Este estudio realizado por PIMCO Investments (2015) presenta argumentos a favor de este enfoque de factores de riesgo, al comparar la composición de un portafolio aparentemente diver-

sificado por distintas clases de instrumentos pero poco diversificado por factores de riesgo, este ejercicio es titulado “diversificación de clases de activos no es lo mismo que diversificación del riesgo.

Gráfica 1. Diversificación de clases de activos vs. diversificación por factores de riesgos



Fuente: elaboración propia con información de PIMCO.

Este enfoque de factores de riesgo parece ser mucho más eficiente, sin embargo, puede resultar complejo y subjetivo encontrar los factores más significativos que expliquen las distintas clases de activos. Asimismo, dada la dinámica de los mercados financieros, se requiere de un monitoreo continuo para verificar que los factores de riesgo asociados a una clase de activo sigan siendo los contemplados desde un inicio.

Con la finalidad de estudiar la diversificación de un portafolio a través de factores de riesgo asociados a los activos que conforman dicha cartera, se propone hacer uso de la técnica estadística de análisis factorial. Este consiste en un modelo de regresión múltiple que relaciona factores con las variables observadas y, de forma similar al análisis de componentes principales, este tipo de análisis trata de identificar nuevas variables o factores que expliquen los datos. A través del análisis factorial se busca explicar la estructura de las covarianzas entre las variables.

El análisis factorial ha sido ampliamente utilizado en la literatura financiera como una herramienta estadística que ayuda a crear portafolios mejor diversificados, al permitir identificar previamente las relaciones entre los activos. Hui (2005) documenta una investigación acerca de la potencial diversificación en los mercados de Estados Unidos y Asia Pacífico, utilizando el análisis factorial para descartar aquellos mercados bursátiles que tengan interdependencia. Valadkhani *et al.* (2008) utiliza el análisis factorial para identificar que las accio-

nes en países asiáticos están altamente correlacionadas, en términos de su rendimiento. Mientras que Fat y Dezsi (2012) estudiaron los rendimientos de los mercados bursátiles de 12 países con un enfoque de análisis factorial encontrando que las correlaciones más altas se encuentran entre países con desarrollo económico homogéneo, y entre países que dentro de una misma región.

Considerando un conjunto de n variables observadas, y correlacionadas entre sí (x_1, \dots, x_n) , se asume que éstas se encuentran relacionadas con un número de factores k (f_1, \dots, f_k) , donde $k < n$, mediante una relación lineal, de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} x_1 &= \lambda_{11}f_1 + \dots + \lambda_{1k}f_k + u_1 \\ &\dots \\ x_n &= \lambda_{n1}f_1 + \dots + \lambda_{nk}f_k + u_n \end{aligned} \quad (10)$$

Donde cada λ_{ij} corresponde al peso factorial que determina la forma en como cada variable x_i depende del factor común f_j . Dentro del análisis factorial se asume que los factores son no observables, por lo que estos se consideran variables estandarizadas, de esta forma, cada λ_{ij} representa la correlación entre la variable x_i y el factor f_j . Asimismo, cada término residual u_i , llamada variable específica, está no correlacionado con otro residual y tampoco se encuentra correlacionado con los factores f_j .

Bajo estos supuestos, la varianza de cada variable x_i queda representada de la siguiente manera:

$$\sigma_i^2 = \sum_{j=1}^k \lambda_{ij}^2 + \psi_i \quad (11)$$

Donde ψ_i corresponde a la varianza del residual u_i , y es llamada la varianza específica puesto que captura la variabilidad no compartida con las otras variables; mientras que la suma de las λ_{ij}^2 es llamada comunalidad, y representa la varianza compartida con las otras variables por medio de los factores comunes.

Con base en lo anterior, podemos decir que, si un portafolio se encuentra diversificado, se esperaría que bajo un determinado número de factores que explican de forma conjunta parte de la varianza de cada activo, el valor de la unicidad, es decir, de la variabilidad no compartida con el resto de las variables, sea alto.

Una vez que se identifican los factores asociados a los instrumentos que componen la cartera, es posible aplicar algunas de las métricas de diversificación como las que se derivan de aquellas empleadas en la Organización Industrial, y que fueron presentadas en el presente trabajo, pero esta vez determinando la diversificación en términos de factores de riesgo.

Por lo que el indicador de diversificación que se propone bajo este enfoque consiste en calcular el promedio de la varianza residual de los activos del portafolio como porcentaje de la varianza total del activo. Para contar una mejor referencia y poder comparar todos los índices que se calcularán, este indicador se multiplicará por el valor de 10, es decir:

$$\text{IAF: } 10 * \left[\left(\sum_{j=1}^k \frac{\psi_l}{\sigma_l^2} \right) \frac{1}{k} \right] \quad (12)$$

Bajo esta metodología es importante considerar que se deberá encontrar el número adecuado de factores a considerar en el modelo, ya que si se contemplan menos factores de los que se debería, los factores se vuelven más difíciles de interpretar, y si se consideran factores de más, se estarían creando factores con poco sentido.

Dentro del análisis factorial existen algunos métodos para identificar el número óptimo de factores; uno de ellos es la regla de Kaiser, en donde se seleccionan los factores con valores propios mayores que 1, tomados de la matriz de correlaciones original; otra forma de obtener el número de factores consiste en analizar la gráfica de los valores propios en orden descendente, como lo señala Cattell (1966), el lugar donde la disminución de los valores propios parece nivelarse a la derecha de la gráfica, indicará el número de factores a utilizar. Sin embargo, Lorenzo-Seva *et al.* (2011) recomiendan que el número de factores a considerar se determine a través de varios criterios objetivos, y siempre teniendo en cuenta la interpretación de la solución encontrada.

Adicionalmente, es muy común encontrar dentro del análisis factorial que, con el fin de encontrar una solución con la mejor estructura posible, los factores sean rotados en un espacio multidimensional, como lo sugirió Thurstone (1947). Los criterios de rotación más conocidos son Varimax (rotación ortogonal) y Oblimin directo y Promax (rotación oblicua).

Una vez definidos los indicadores con los que trabajaremos, en la siguiente sección se presentan los resultados de la aplicación de los cuatro indicadores mencionados en este apartado (ICVAR, PDI, IPC e IAF), así como las herramientas utilizadas para el cálculo de cada uno de ellos.

Comparativo de las medidas de diversificación

Para realizar el comparativo de los distintos índices de diversificación desarrollados en este capítulo, se consideraron dos índices bursátiles, el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (IPC) y el índice S&P/BMV IRT MidCap (IRTMID) que, como ya se señaló en la sección I, el IRTMID forma parte de la familia de Índices Compuestos de Rendimiento Total de la BMV, y es un indicador del comportamiento del mercado accionario mexicano que incluye a las empresas de la parte media dentro de la muestra del Índice S&P/BMV IRT CompMx.

Para obtener la composición de ambos índices, se consultó dentro del sitio web de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV)¹ la información correspondiente a los comunicados oficiales históricos de los rebalances y cambios de muestra de cada índice. De acuerdo con la BMV, el IPC cambia su composición de forma semestral (de marzo a septiembre y de septiembre a marzo), y tiene rebalances en su composición de forma trimestral (en los meses de marzo, junio y diciembre), mientras que el IRTMID cambia su composición de forma semestral (de junio a noviembre y de diciembre a mayo). La muestra del IPC más antigua que se obtuvo corresponde al 3 de marzo de 2014, sin embargo, la muestra más antigua que se obtuvo del IRTMID fue del 4 de mayo de 2015.

Por otro lado, además de analizar estos dos índices bursátiles, se realizará también un análisis de sus respectivos Exchange Traded Fund (ETF), el iShares NAFTRAC para el IPC y el iShares IPC MidCap Total Return TRAC para el IRTMID que, como se mencionó al principio, un ETF tiene como objetivo primordial replicar el comportamiento de las acciones o portafolio al que está referido sin necesidad de adquirir todos los activos su subyacente incluye, haciendo que la inversión en ETF permita una diversificación más eficiente de las inversiones y con menores costos operativos.

Para obtener la información de la composición de los ETF, se consultó la página del proveedor de estos instrumentos, BlackRock México.² Dado el objetivo que tiene un ETF, el proveedor tiene la libertad de realizar las recomposiciones por las razones y con la periodicidad que considere necesarias, por tal motivo, de la página de BlackRock se obtuvo la composición de ambos ETF considerados, desde la fecha más cercana al 4 de mayo de 2015 (que corresponde a la fe-

¹ <http://www.bmv.com.mx/es/mercados/informacion-especial>

² <https://www.blackrock.com/mx/productos/lista-de-producto#!type=iShares&tab=overview&view=list&fd=MX>

cha desde que se tiene registro de la composición del IRTMID), siendo esta el 31 de marzo de 2015.

Con base en la información disponible sobre la composición de los índices y ETF se construyeron los portafolios desde el 4 de mayo de 2015 hasta el 15 de septiembre de 2017. Asimismo, la información histórica de los precios de las acciones que conforman los índices y ETF se obtuvo de Bloomberg. Al construir los portafolios basándonos en las ponderaciones y en los precios de las acciones que los conforman, se obtuvo una correlación de alrededor del 98% de los rendimientos diarios del portafolio replicado con respecto a los rendimientos diarios obtenidos de la serie original del respectivo índice o ETF, obteniendo también de Bloomberg esta última información.

Dado que para los índices calculados mediante análisis de componentes principales y análisis de factores se requiere la matriz de varianzas y covarianzas y la matriz de correlaciones de los activos, esta información se calculó con base en los rendimientos diarios de los 260 días hábiles anteriores a la fecha de cálculo del indicador, por lo que el periodo que se contempló para el cálculo de los cuatro indicadores de diversificación corresponde cada día hábil desde el 6 de mayo de 2016 al 15 de septiembre de 2017, obteniendo un total de 347 observaciones. En el anexo 3 se presentan los criterios utilizados respecto al número de factores y la rotación considerada para determinar la medida de diversificación mediante el análisis de factores.

Para el cálculo de los indicadores de diversificación se utilizó el lenguaje de programación R, el cual tiene un enfoque al análisis estadístico. Mientras que, para analizar los resultados de los indicadores calculados, se graficaron en Excel los cuatro indicadores obtenidos de forma diaria versus el nivel del respectivo índice bursátil o ETF. Las gráficas 1, 2, 4 y 5 presentan dichos resultados. Dentro de las gráficas 1 y 4 se agregaron marcadores en forma de diamante para indicar las fechas en que el índice fue rebalanceado o cambió de muestra. Asimismo, los gráficos 3 y 6 presentan los gráficos de dispersión de cada uno de los cuatro indicadores comparando los niveles de diversificación obtenidos en el índice bursátil con su respectivo ETF. Mientras que la gráfica 7 presenta los niveles mínimo, promedio y máximo de cada indicador obtenido en los índices bursátiles y ETF considerados.

Los resultados de los niveles de los indicadores de diversificación para el IPC y NAFTRAC muestran que tres de los cuatro indicadores comienzan en niveles cercanos al 6, mientras que el cuarto indicador (IPC, correspondiente al enfoque de componentes principales) siempre mantiene un nivel muy por arriba del resto y refleja muy poca variabilidad en su nivel.

El indicador que presenta la mayor variabilidad es el correspondiente al análisis factorial (IAF), este indicador, además, parece replicar algunas de las caídas en los niveles del IPC, por ejemplo, las que corresponden al 27 de junio de 2016, 18 de agosto de 2016 y 11 de noviembre de 2016, respecto a esta última caída en el IPC, reflejada también en el NAFTRAC, a partir de esa fecha, los indicadores IAF e ICVAR reflejan una caída en sus niveles, mientras que el PDI a partir de ahí comienza una ligera trayectoria ascendente.

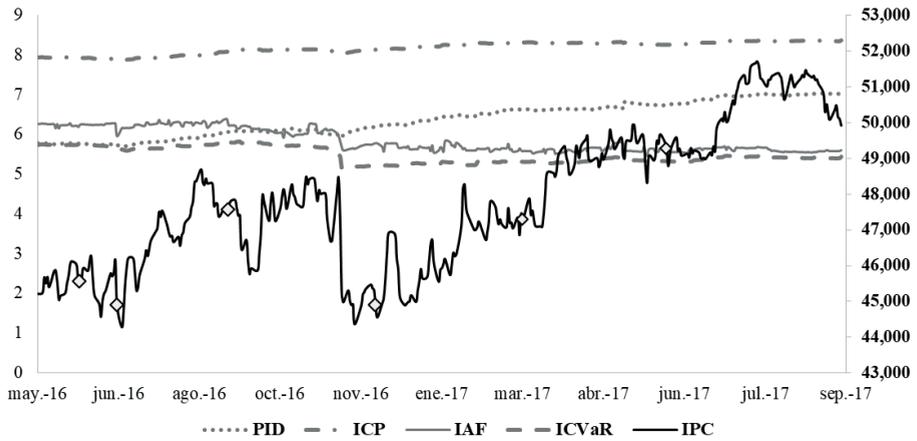
Al comparar los niveles de los indicadores entre el IPC y el NAFTRAC, se observa que en ambos casos tres de los cuatro indicadores muestran resultados muy similares, sin embargo, el indicador IAF es el único que refleja una mejor eficiencia en la diversificación para el NAFTRAC *versus* el IPC, esto se comprueba también en la gráfica 7 al observar niveles mínimo, promedio y máximo de los cuatro indicadores, para el caso del IAF el promedio es ligeramente mayor en el NAFTRAC que en el IPC, mientras que en el resto de los indicadores los promedios son muy parecidos.

Respecto a los niveles de los indicadores de diversificación para el IRTMID e IMTRAC se observan resultados un poco distintos a las señaladas para los casos del IPC y NAFTRAC. En este caso, dos de los cuatro indicadores comienzan en niveles cercanos al 8, el PDI e IPC, mientras que los otros dos indicadores (IAF e ICVAR) parten de niveles entre 5 y 6.

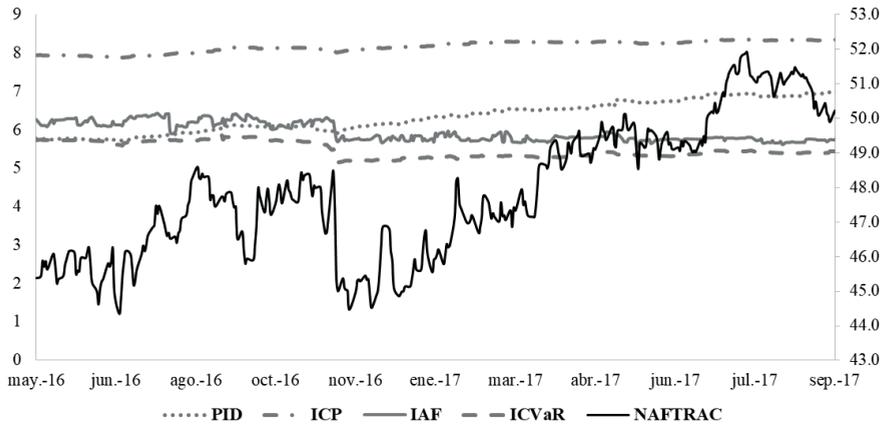
Adicionalmente, estos dos indicadores reflejan una caída en sus niveles justo en el momento en el que el nivel del IRTMID y el IMTRAC también desciende (11 de noviembre de 2016), mientras que, curiosamente, para el caso del IRTMID, el indicador PDI refleja una fuerte caída en sus niveles unos días previos a la caída en el nivel del índice bursátil (1 de noviembre de 2016). Nuevamente el indicador que presenta la mayor variabilidad es el correspondiente al construido bajo un análisis factorial (IAF), y también es el que refleja la mayor eficiencia en el ETF respecto al índice bursátil.

Aunque en este caso, al analizar los indicadores PDI e IPC no podemos concluir si el índice o el ETF son más eficientes en términos de diversificación. Y precisamente el indicador que muestra un rango mayor en sus valores es el PDI ya que para el IRTMID, los valores mínimo y máximo van del 7.48 al 9.24, mientras que los valores en el IMTRAC van de 7.43 a 9.76. Asimismo, los valores promedio muestran ligeras diferencias salvo en el caso del índice ICVAR.

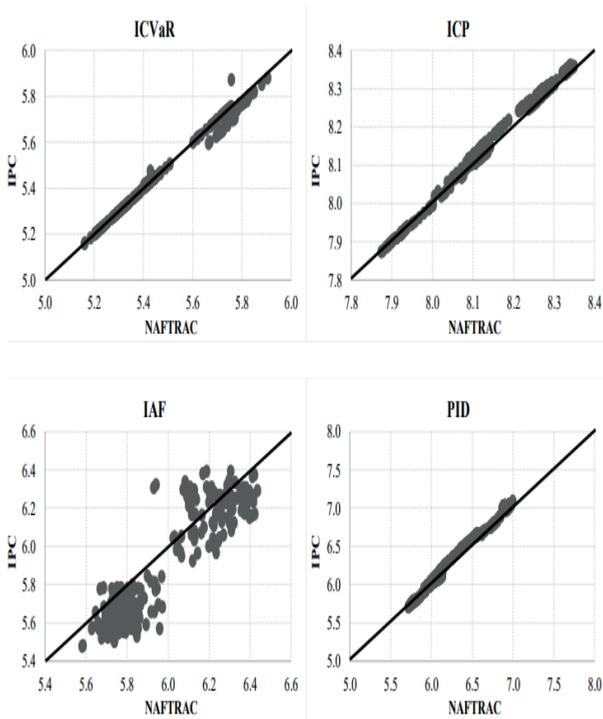
Gráfica 2. Indicadores de diversificación y niveles del IPC



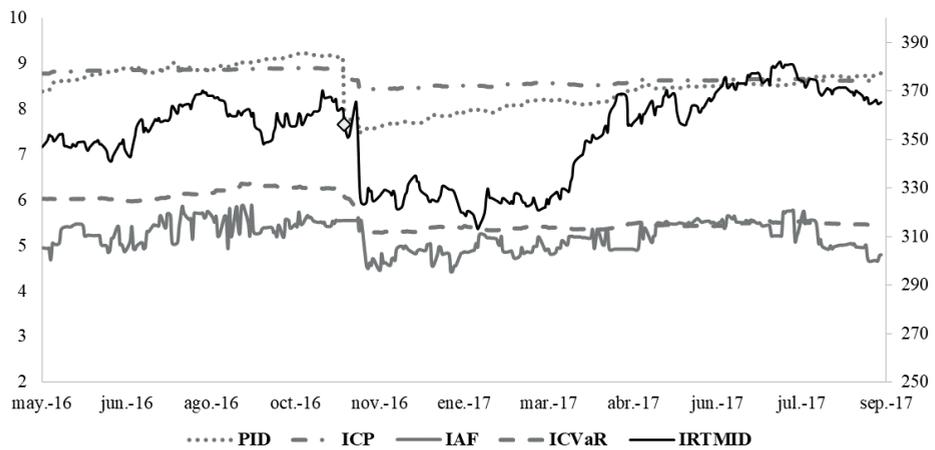
Gráfica 3. Indicadores de diversificación y niveles del NAFTRAC



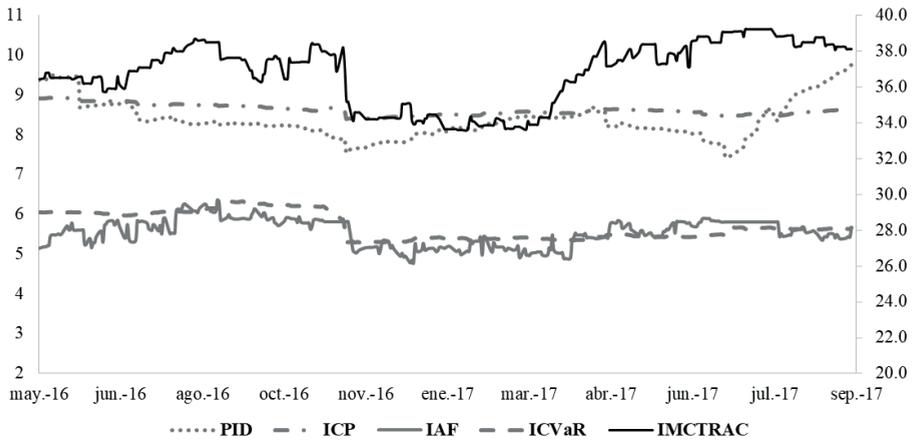
Gráfica 4. Indicadores de diversificación del IPC y NAFTRAC



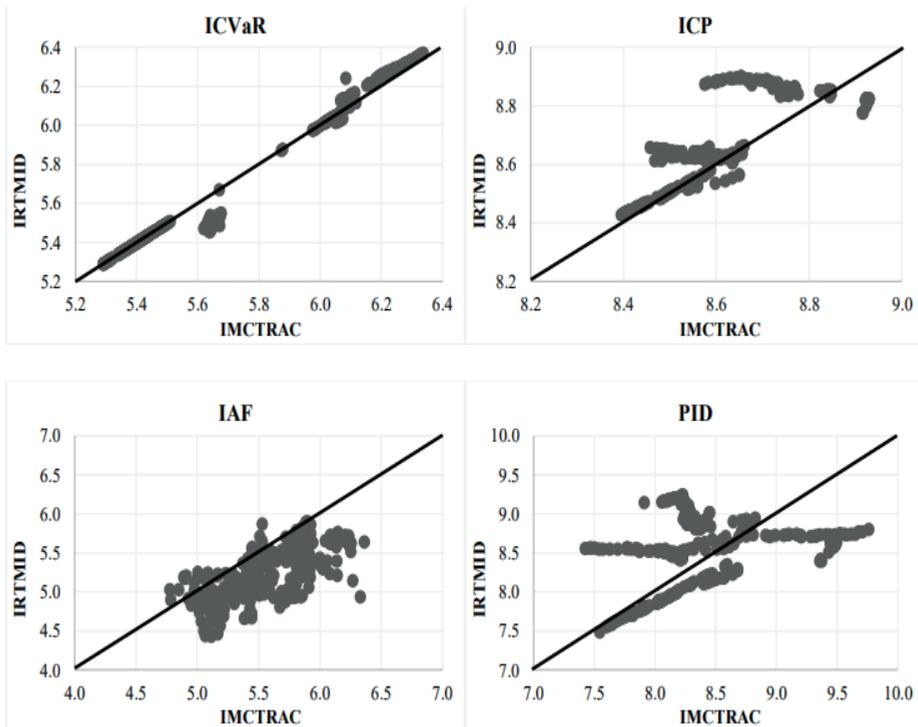
Gráfica 5. Indicadores de diversificación y niveles del IRTMID



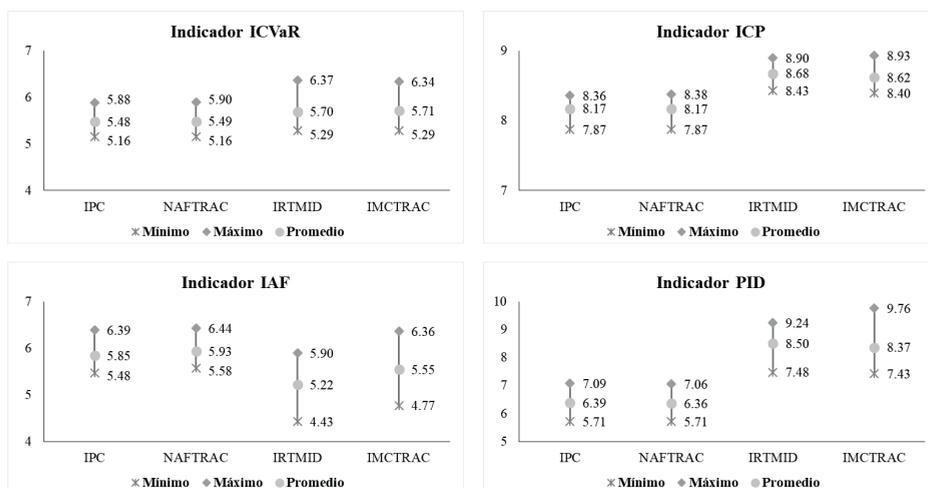
Gráfica 6. Indicadores de diversificación y niveles del IMCTRAC



Gráfica 7. Indicadores de diversificación del IRTMID e IMCTRAC



Gráfica 8. Niveles mínimo, máximo y promedio de los Indicadores de diversificación por índice y ETF



Conclusiones

Las diversas métricas presentadas en este documento expresan la medición de la diversificación desde distintos enfoques; el primero de ellos corresponde al número de activos o instrumentos que componen el portafolio. El segundo enfoque se apoya en el uso de herramientas y modelos de componente estadístico, donde prevalece el análisis de la estructura de correlaciones del portafolio, encontrando que, si los activos se encuentran poco correlacionados de forma positiva o no correlacionados, es posible que se pueda blindar el portafolio de inversión ante movimientos adversos en los mercados y lograr con ello la diversificación.

El último enfoque presentado, y el más moderno, surge a raíz de los recientes episodios de estrés en los mercados y se basa en el análisis de los factores de riesgo involucrados en las clases de activos de los portafolios, este enfoque señala que algunos portafolios pueden estar pobremente diversificados debido a que las clases de activos que los componen, y que parecen ser distintas, pueden estar altamente correlacionadas dada la combinación de los factores de riesgo incluidos en ellas.

Los distintos enfoques de diversificación presentados permiten ver que este concepto involucra un conjunto de variables que tienen gran nivel de importan-

cia, por lo cual, se puede concluir que los tres enfoques son de mucha utilidad y pueden complementarse a fin de contar con más de una métrica para tener una medición integral de la diversificación en un portafolio.

Los resultados de la medición de los niveles de diversificación nos llevan a pensar que el indicador calculado a través del análisis factorial refleja de mejor forma la diversificación al capturar de mejor forma la varianza del portafolio, las caídas en sus niveles, e inclusive a distinguir si un ETF es más eficiente o no respecto a su índice subyacente. Sin embargo, este indicador podría mejorarse aún, pudiendo aplicar algún tipo de rotación en los factores, analizando un óptimo de factores a considerar y además, aplicando alguna técnica para contar con una matriz de correlaciones más limpia.

Por último, existen variables que pueden restringir la diversificación de los portafolios como los costos de inversión, el marco regulatorio del sistema financiero o los límites y/o condiciones de inversión (*i.e.*, preferencias de los inversionistas y grado de desarrollo del mercado). Aunque estas variables no fueron discutidas en el presente trabajo, no deben omitirse al momento de cuantificar el grado de diversificación. Un buen ejercicio de seguimiento sería elaborar métricas de diversificación que consideren estas variables, lo cual permitiría contar con una medición de la diversificación más adecuada al entorno en que operan los portafolios de inversión.

Referencias

- ARTZNER, P., Delbaen, F., Eber, J.-M. y Heath, D. (1999). Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*, 9(3): 203-228.
- CALLAN INVESTMENTS INSTITUTE (2012). *Risk Factors as Building Blocks for Portfolio Diversification: The Chemistry of Asset Allocation* [en línea]. San Francisco: Callan Associates. Disponible en <https://www.appianroad.com/content/portfolioriskparity/risk%20factors%20as%20building%20blocks%20for.pdf>
- CATTELL, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2): 245-276.
- EVANS, J. y Archer, S. (1968). Diversification and the reduction of dispersion: An empirical analysis. *The Journal of Finance*, 23(5): 761-767.
- FAT, C. M. y Dezsí, E. (2012). A factor analysis approach of international portfolio diversification: Does it pay off? *Procedia Economics and Finance*, 3: 648-653.
- FRAHM, G. y Wiechers, C. (2011). On the diversification of portfolios of risky assets. *Discussion Papers in Statistics and Econometrics*, 2/11. Disponible en <https://www.econstor.eu/handle/10419/45354>
- HORVATH, J. (1972). Absolute and relative measures of concentration reconsidered: A comment. *KYKLOS International Review for Social Sciences*, 25(4): 841-843.

- HUI, T-K. (2005). Portfolio diversification: a factor analysis approach. *Applied Financial Economics*, 15(12): 831-834.
- JORION, P. (2006). *Value at Risk the New Benchmark for Managing Financial Risk*. Nueva York: The McGraw-Hill Companies, Inc.
- LALOUX, L., Cizeau, P., Potters, M. y Bouchaud J. (2000). Random matrix theory and financial correlations. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 3(3): 391-397.
- LEROY-BEAULIEU, P. (1906). *L'art de placer et gérer sa fortune*. París: Librairie Ch. Delagrave.
- LHABITANT, F-S. (2017). *Portfolio Diversification*. Londres: ISTE Press.
- LORENZO-SEVA, U., Timmerman, M. E. y Kiers, H. A. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46(2): 340-364.
- LOWENFELD, H. (1909). *Investment, An Exact Science*. Londres: The Financial Review of Reviews.
- MARKOWITZ, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(1): 77-91.
- MEUCCI, A. (2009). Managing diversification. *Bloomberg Education & Quantitative Research and Education Paper*, 74-79.
- MEUCCI, A., Santangelo, A. y Deguest, R. (2013). Measuring portfolio diversification based on optimized uncorrelated factors. *SSRN Electronic Journal*. Disponible en 10.2139/ssrn.2276632
- NEYMARCK, A. (1913). *Que doit-on faire de son argent?* París: Marchal et Godde.
- O'TOOLE, R. (2012). Measuring the diversification and hedging properties of correlations. *SSRN Electronic Journal*. Disponible en 10.2139/ssrn.2238578
- PÉRIGNON, C. y Smith, D. R. (2010). Diversification and value-at-risk. *Journal of Banking & Finance*, 34(1): 55-66.
- PIMCO Investments LLC. (2015). *Understanding Investing. Risk Factor Diversification* [en línea]. Disponible en <https://global.pimco.com/en-gbl/resources/education/understanding-risk-factor-diversification>
- REAL ACADEMIA ESPAÑOLA (2001). *Diccionario de la lengua española* (23ª ed.) [versión 23.4 en línea]. Disponible en <https://dle.rae.es>
- ROSENBLUTH, G. (1961). Address to 'Round-Table-Gesprach uber Messung der industriellen Konzentration', Die Konzentration in der Wirtschaft. *F. Neumark, Schriften des Vereins fur Socialpolitik, N.S.*, 22: 391-394.
- RUDIN, A. y Morgan, J. (2006). A portfolio diversification index. *The Journal of Portfolio Management*, 32(2): 81-89.
- STATMAN, M. (1987). How many stocks make a diversified portfolio? *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(3): 353-363.
- THURSTONE, L. L. (1947). *Multiple-factor Analysis*. Chicago: The University of Chicago Press.
- VALADKHANI A., Chancharat, S. y Harvie, C. (2008). A factor analysis of international portfolio diversification. *Studies in Economics and Finance*, 25(3): 165-174.
- WOERHEIDE W. y Persson D. (1993). An index of portfolio diversification. *Financial Services Review*, 2(2): 73-85.

Anexo 1

Desarrollo de la fórmula cerrada

para el valor en riesgo condicional (cvar) o *Expected Shortfall*

A continuación, se presenta el procedimiento para obtener la fórmula cerrada para el cálculo del cvar asumiendo una distribución normal de los rendimientos.

Partiendo de que el valor en riesgo (var) corresponde a:

$$VaR_{\alpha}(X) = \{Y \mid \mathbb{P}(X \leq Y) = 1 - \alpha\} = \Phi^{-1}(1 - \alpha) * \sigma_x \quad (13)$$

Definimos el cvar en términos del var, como el promedio de las pérdidas que se encuentran más allá del nivel del var, es decir:

$$CVaR_{\alpha}(X) = \frac{1}{1 - \alpha} \int_{\alpha}^1 VaR_u(X) du \quad (14)$$

Sustituyendo la expresión del var en la ecuación anterior tenemos:

$$CVaR_{\alpha}(X) = \frac{1}{1 - \alpha} \int_{\alpha}^1 \Phi^{-1}(1 - u) * \sigma_x du \quad (15)$$

Ahora introducimos un cambio de variable $u = \Phi(y)$, así $y = \Phi^{-1}(u)$, y $du = \phi(y)dy$, donde $\phi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{y^2}{2})$ corresponde a la función de densidad de una distribución normal estándar:

$$CVaR_{\alpha}(X) = \frac{1}{1 - \alpha} \int_{\Phi^{-1}(\alpha)}^{\Phi^{-1}(1)} \Phi^{-1}(1 - \Phi(y)) * \sigma_x \phi(y) dy \quad (16)$$

Dado que $1 - \Phi(y) = \Phi(-y)$

$$CVaR_{\alpha}(X) = \frac{\sigma_x}{(1 - \alpha) * \sqrt{2\pi}} \int_{\Phi^{-1}(\alpha)}^{\infty} -y \exp\left(\frac{-y^2}{2}\right) dy \quad (17)$$

$$CVaR_{\alpha}(X) = \frac{\sigma_x}{(1 - \alpha) * \sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-y^2}{2}\right) \Bigg|_{\Phi^{-1}(\alpha)}^{\infty} \quad (18)$$

$$CVaR_{\alpha}(X) = \frac{-\sigma_x}{(1-\alpha)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(\Phi^{-1}(\alpha))^2}{2}\right) \quad (19)$$

$$CVaR_{\alpha}(X) = \frac{-\sigma_x}{(1-\alpha)} \phi(\Phi^{-1}(\alpha)) \quad (20)$$

Anexo 2

Fechas de rebalanceo y cambio de muestra de los índices
y ETF consideradas para el análisis

| IPC | NAFTRAC | IMCTRAC | IRTMD |
|------------|------------|------------|------------|
| 02/03/2015 | 30/04/2015 | 30/04/2015 | 04/05/2015 |
| 01/06/2015 | 29/05/2015 | 29/05/2015 | 03/11/2015 |
| 01/09/2015 | 30/06/2015 | 30/06/2015 | 11/01/2016 |
| 01/12/2015 | 31/07/2015 | 31/07/2015 | 02/05/2016 |
| 21/12/2015 | 31/08/2015 | 31/08/2015 | 01/11/2016 |
| 11/01/2016 | 30/09/2015 | 30/09/2015 | |
| 01/03/2016 | 30/10/2015 | 30/10/2015 | |
| 01/06/2016 | 30/11/2015 | 30/11/2015 | |
| 27/06/2016 | 31/12/2015 | 31/12/2015 | |
| 01/09/2016 | 29/01/2016 | 29/01/2016 | |
| 01/12/2016 | 29/02/2016 | 29/02/2016 | |
| 01/03/2017 | 31/03/2016 | 31/03/2016 | |
| 01/06/2017 | 29/04/2016 | 29/04/2016 | |
| | 31/05/2016 | 31/05/2016 | |
| | 30/06/2016 | 30/06/2016 | |
| | 29/07/2016 | 29/07/2016 | |
| | 31/08/2016 | 31/08/2016 | |
| | 30/09/2016 | 30/09/2016 | |
| | 31/10/2016 | 31/10/2016 | |
| | 30/11/2016 | 30/11/2016 | |
| | 30/12/2016 | 30/12/2016 | |
| | 31/01/2017 | 31/01/2017 | |
| | 28/02/2017 | 28/02/2017 | |
| | 31/03/2017 | 31/03/2017 | |
| | 28/04/2017 | 28/04/2017 | |
| | 31/05/2017 | 31/05/2017 | |
| | 30/06/2017 | 30/06/2017 | |
| | 31/07/2017 | 31/07/2017 | |
| | 31/08/2017 | 31/08/2017 | |

Fuente: elaboración propia con información de la página web
de la Bolsa Mexicana de Valores.

Anexo 3

Determinación del número de factores para el análisis factorial

Para este ejercicio, y con el fin de tener un primer acercamiento al análisis de factores para medir el grado de diversificación de un portafolio, se determinó no hacer uso de ningún tipo de rotación; mientras que para la selección del número de factores, se realizó el análisis factorial con 3, 5, 10 y 15 factores, considerando para cada fecha de cálculo del indicador la matriz de correlaciones de los rendimientos del IPC, construida con los 260 días anteriores a la fecha de cálculo, de esta forma se obtuvieron los valores del porcentaje de varianza explicada en cada ejercicio, y el valor del p-value, el cual nos permite aceptar o rechazar la hipótesis nula de que el número de factores que utilizamos son suficientes para nuestro modelo, de forma que un bajo p-value nos lleva a rechazar la hipótesis y considerar agregar más factores.

Los valores promedio del porcentaje de varianza explicada y p-value, obtenidos al realizar el análisis de factores con distinto número de factores k se muestran a continuación:

Valores promedio del porcentaje de varianza explicada
y p-value con distinto número de factores k

| | K=3 | K=5 | K=10 | K=15 |
|-------------------------------------|----------|---------|-------|-------|
| Porcentaje de la varianza explicada | 24.3% | 28.7% | 38.5% | 49.5% |
| p-value | 1.14e-05 | 0.00847 | 0.861 | 0.998 |

Fuente: elaboración propia.

Como se observa, un número de factores igual a 10 genera un valor aceptable de p-value, y un porcentaje de varianza cercano al 40%. Dado que este ejercicio se realizó utilizando solo los valores de los rendimientos del IPC, se decidió elegir el número de factores igual a 10, ya que para fines comparativos el otro índice bursátil y los ETF se calcularán bajo el mismo número de factores. Elegir un $k > 10$ para incrementar el porcentaje de varianza explicada y el p-value, implicaría escoger un número de factores cercano al número de activos que componen los portafolios del IRTMID e IMCTRAC (20 activos).

CAPM y dinámica de los Índices Sectoriales Invertibles de la Bolsa Mexicana de Valores

*Christian Bucio Pacheco
David Conaly Martínez Vázquez
Edgar Ortiz*

Introducción

Los periodos de alta volatilidad en los mercados financieros son una tendencia creciente e irreversible en la economía mundial; estos desequilibrios provocan fuga de capitales para todas las economías, en especial para países en vías de desarrollo. En México, los cambios en su estructura financiera se han reflejado en los últimos treinta años debido a las modificaciones de la legislación, procesos de desregulación y normas institucionales. Paralelamente, la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) ha incorporado esquemas y normas internacionales en la generación de estadísticos, creando nuevos indicadores que incorporan variables de interés para inversionistas, así como para el análisis del comportamiento del mercado de capitales. Históricamente podemos distinguir que en periodos donde ha existido alta volatilidad en el mercado financiero mexicano, se han presentado fugas de capital y desequilibrios económicos. La estabilidad del mercado financiero es un elemento que debe estudiarse detenidamente, puesto que está altamente relacionada a los sectores que ahí operan, así como a la economía en general. La interacción entre estos actores transmite perturbaciones entre sí tanto en épocas de prosperidad como de depresión económica.

El presente capítulo tiene como objetivo analizar el comportamiento de sensibilidad de distintos sectores en el mercado de capitales en México, a través de la evolución y relación de los Índices Sectoriales Invertibles de la BMV desde noviembre del año 2009 a septiembre del 2016, con datos semanales; su propósito es identificar vía la estimación de los parámetros dinámicos del modelo de valoración de activos financieros (CAPM) (*capital asset pricing model* o CAPM) aquellos periodos en donde se cumplen los supuestos del modelo CAPM en el mercado financiero mexicano. En sí, se analiza la significancia estadística de los parámetros (betas y alfas) y de los residuos (linealidad del modelo, homoscedasticidad y no autocorrelación) del modelo CAPM a través del tiempo para determinar en qué momento o momentos se cumple con la significancia requerida por el mo-

delo CAPM. Dentro de la literatura económica, la corriente neoclásica del pensamiento económico subraya la importancia que tiene la diversificación de un portafolio de inversión, bajo supuestos de eficiencia, normalidad y racionalidad de los mercados e inversionistas. No obstante, la teoría moderna del portafolio ha sido un tema controversial dentro del pensamiento económico, debido a los supuestos de los que parte. Dentro de este contexto, la importancia del modelo CAPM es incuestionable; pese a opiniones divididas de partidarios y detractores, es un hecho que este ha servido de base para el desarrollo de análisis más detallados y complejos sobre la valoración de activos y pasivos en el mercado financiero.

La modelación matemático-econométrica en la cual se sustenta el modelo CAPM nos permite identificar relaciones entre diferentes variables entre sí, en este caso en particular la sensibilidad de los Índices Sectoriales Invertibles de la BMV con respecto al mercado de capitales mexicano. Dicho análisis sirve para una mejor toma de decisiones, las cuales nos ayudan a solucionar problemas que confrontan los agentes económicos en los mercados e instituciones financieras nacionales. De esta manera, la economía financiera es vista como una ciencia, ya que a través de la modelación matemático-econométrica propuesta se aporta un análisis de relevancia que nos ayuda a entender el devenir del mercado de capitales mexicano. Por ende, la propuesta generada en este capítulo está ampliamente vinculada al objetivo del libro, el cual recae en la economía financiera vista como una ciencia para la toma de decisiones.

El capítulo se estructura de la siguiente forma. En el primer apartado se hace una revisión de la literatura existente sobre el análisis del modelo CAPM, así como del comportamiento dinámico del coeficiente beta. En el segundo apartado se presenta la metodología propuesta para la elaboración del presente estudio, así como la estructura de los índices invertibles de la BMV. En el tercer apartado, se muestra la evidencia empírica. Por último, en el cuarto apartado se exponen las conclusiones obtenidas de la presente investigación.

Revisión de la literatura

El modelo de valoración del precio de los activos financieros o *capital asset pricing model* (CAPM) es una de las contribuciones más notables del siglo xx dentro de la teoría del portafolio, desarrollado por Sharpe (1964) y posteriormente ampliado por Lintner (1965) y Mossin (1966). Se sustenta en trabajos previos de Markowitz (1952, 1959) y Tobin (1958), sobre diversificación y la teoría mo-

terna del portafolio. Establece que, en condiciones de equilibrio y eficiencia del mercado, existe una relación lineal entre el rendimiento esperado de un activo o portafolio de activos y el riesgo de mercado asociado al mismo.

Dos supuestos fundamentales del modelo CAPM consideran que los mercados son competitivos y libres de fricciones y que los inversionistas son racionales, esto es, son adversos al riesgo y su objetivo es maximizar su utilidad, conforme a una función de utilidad cuadrática a lo von Neuman-Morgenstein. La idea fundamental es la maximización del rendimiento considerado como la media de los rendimientos esperados (históricos en términos prácticos) y a su vez, minimizando el riesgo, identificado con la desviación estándar; aún más, en un portafolio diversificado su riesgo no es la simple suma de los componentes sino el producto de las covarianzas entre sí, esto es, a la contribución de cada activo al riesgo del portafolio derivado de su relación con los demás activos.

Años más tarde, Tobin (1958) mostró que bajo ciertas condiciones el modelo de Markowitz implica que el proceso de elección de inversión puede ser dividido en dos fases: en primer lugar, la combinación óptima de activos riesgosos; y, en segundo lugar, una elección relativa a la asignación de fondos entre dicha combinación y un único activo sin riesgo. Estas contribuciones fueron el cimiento para que años después Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966) desarrollaran independientemente el modelo CAPM.

Uno de los mayores atractivos de este modelo es su sencillez: reemplaza el complicado cálculo de las covarianzas de los activos del portafolio con la relación entre el activo o el portafolio con el mercado, en términos prácticos con los rendimientos de un índice bursátil. En sí, el CAPM establece una relación lineal que está determinada mediante una regresión lineal, la cual genera dos parámetros importantes: el parámetro alfa y el parámetro beta.

El CAPM parte de una serie de supuestos tanto del mercado, como de los inversionistas. Acerca del mercado se considera que es eficiente, opera en condiciones de equilibrio y existen solo dos tipos de activos: con riesgo y libres de riesgo, del mismo modo estos son perfectamente divisibles, y en su comercialización no hay costos de transacción. En cuanto a los inversionistas, son agentes racionales, adversos al riesgo, sus expectativas son homogéneas, toman decisiones en torno a la media-varianza de los activos, y tienen un mismo horizonte de inversión; adicionalmente, pueden pedir prestado o endeudarse de forma ilimitada a una tasa libre de riesgo, y el objetivo central de sus decisiones es la maximización de su utilidad esperada. La practicidad de este modelo se debe a la fácil determinación de parte del inversionista del rendimiento esperado de un activo, en torno a su relación con el mercado, su sensibilidad a los rendimientos

del mercado; la prima por el riesgo está precisamente determinada por el parámetro beta.

Los primeros estudios empíricos para corroborar la eficacia del modelo tuvieron un relativo éxito. Black, Jensen y Scholes (1972) realizan un análisis de la viabilidad del modelo agrupando acciones en portafolios de inversión, dicha categorización la componen a partir del valor de su beta individual, realizan una simplificación del modelo con base en primas por riesgo; mediante una regresión entre las rentabilidades de los portafolios y los coeficientes betas, encuentran una dependencia positiva y lineal de la misma, demostrando así que el coeficiente beta es un buen estadístico para medir el riesgo sistemático.

Una de las principales críticas que ha tenido el modelo, es la de asumir un coeficiente beta constante a lo largo del tiempo. Blume (1971) analiza la estacionalidad del coeficiente beta durante un periodo de 42 años, así como la no dependencia de valores beta para periodos consecutivos (julio 1926 - junio 1968); utilizando las acciones ordinarias de la Bolsa de Nueva York (NYSE), observó durante seis subperiodos de seis años cada uno, que las betas resultantes de dichos activos, estaban poco correlacionadas, a pesar de provenir de periodos consecutivos. Fama y Macbeth (1973) corroboran la efectividad de considerar el coeficiente beta como medida de riesgo y la relación lineal entre el valor del activo y el riesgo del mercado; no obstante, invalidan el supuesto de que el coeficiente beta sea constante a lo largo del tiempo.

Fama y French (1992; 1993) desarrollan una investigación donde invalidan la relevancia del coeficiente beta. A partir de un modelo multifactorial señalan que no existe relación lineal entre el rendimiento esperado de un activo y el riesgo sistemático y proponen una adecuación al modelo CAPM, que considere un factor global del mercado, variables relacionadas con el tamaño de la empresa, así como su valor en libros, y principalmente, elementos del mercado de bonos (rendimiento, variación, impago, etcétera). Cheol (1994), considerando la dificultad de obtener un portafolio del mercado eficiente, reformula el CAPM para que los rendimientos de los activos puedan estar relacionados linealmente con el beta de un conjunto de activos seleccionados. Sin embargo, encuentra que existen anomalías en la estimación del valor de los activos a partir de la elección del beta y existen efectos de la consideración del tamaño de la empresa que pudieran afectar los resultados del modelo.

En lo que respecta a la integración de la dinámica en el coeficiente beta, Brooks, Faff y McKenzie (1998) analizan la incorporación de aleatoriedad mediante tres técnicas para la estimación de betas condicionales dependientes: un enfoque ARCH multivariado, una aproximación beta del modelo de merca-

do con periodos de tiempo variante, ventanas móviles (*time-varying*) propuesta por Schwert y Seguin (1990) y la técnica de filtro de Kalman. Dichas pruebas se aplican a los rendimientos de portafolios de la industria australiana, en un periodo de análisis de 1974-1996, concluyendo que las estimaciones del parámetro (beta) no son estables a lo largo del tiempo y por tanto excluyen información relevante para la determinación de precios de los activos. Dadas las características del mercado, el trabajo apoya la técnica del filtro de Kalman, por sobre las otras dos pruebas.

En lo concerniente a la aplicación del modelo CAPM en los mercados financieros iberoamericanos, Miralles *et al.* (2009) comparan diferentes modelos que capturan de forma alternativa la dinámica del riesgo sistemático en el mercado bursátil español. Su evidencia señala la de la elección de la frecuencia temporal de observación en la estimación de una beta dinámica. Empleando datos mensuales el modelo con menor error de predicción es aquel que incorpora en el cálculo de beta un componente asimétrico en función del estado de la economía. Ortas, Moneva y Salvador (2012) analizan la inversión sectorial en el mercado financiero español contrastando varias adecuaciones al modelo clásico del CAPM incorporándole el efecto estocástico a la estimación de betas. Finalmente, López (2000) considera la estimación de betas sobre acciones de la BMV utilizando indicadores de rendimiento alternativos del mercado, concluyendo que dichas betas son diferentes, así como resultados contradictorios a la teoría.

Metodología

El modelo de fijación de precios de activos de capital (CAPM) es una herramienta frecuentemente analizada en la economía financiera para la valoración de activos. Como se resumió anteriormente, supone que cumpliéndose condiciones de equilibrio y eficiencia del mercado, el retorno esperado de un activo es igual al rendimiento de un activo libre de riesgo (un bono emitido por el gobierno), más una prima por el riesgo, un estadístico beta determinado por la covarianza del activo i y la prima por riesgo del mercado más un valor residual (denominado ϵ). Expresa una relación lineal (regresión lineal) positiva entre el rendimiento esperado del activo i versus el rendimiento del mercado, identificándose así el riesgo sistemático, *i.e.*, el coeficiente beta. A partir del modelo de mercado Sharpe (1964) y Lintner (1965), se puede determinar el rendimiento esperado de un activo del siguiente modo:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{i,m}(E(r_m) - r_f) + e \quad (1)$$

Donde:

$E(r_i)$ = Rendimiento esperado del activo o portafolio i,

r_f = Rentabilidad del activo libre de riesgo,

$\beta_{i,m}$ = Coeficiente beta del activo i, el cual está determinado por la relación del activo con el mercado (riesgo sistemático),

$E(r_m)$ = Rentabilidad esperada del índice del mercado,

$(E(r_m) - r_f)$ = Prima por riesgo del mercado, y

e = Residuos de la regresión lineal (riesgo intrínseco).

Donde los residuos de la regresión, reflejan el riesgo no sistemático del activo o portafolio de activos, siguiendo la aleatoriedad de un ruido blanco homoscedástico. Cabe puntualizar que esta representación clásica del modelo asume un coeficiente beta constante.

De dicha regresión lineal y mediante el método de mínimos cuadrados ordinario, el coeficiente beta se expresa de la siguiente forma:

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_m)}{Var(r_m)} \quad (2)$$

Donde:

$Cov(r_i, r_m)$ = Representa la covarianza de los rendimientos del activo-mercado, y

$Var(r_m)$ = Es la varianza de la rentabilidad del mercado.

Analizando el estadístico, el resultado es un índice normalizado, que determina el riesgo sistemático (diversificable) que afecta de forma conjunta tanto al portafolio de activos como al mercado, y de forma concreta el riesgo de la inversión. Puede tomar distintos valores, sin embargo, estos usualmente serán mayores a cero, puesto que activos o portafolios de activos cercanos a cero presentan poca volatilidad con respecto al mercado de valores, presentando una distribución estable frente a escenarios más volátiles.

Dada la fórmula inicial del modelo CAPM (1), mediante la adecuación propuesta por Miller y Scholes (1972) para su estimación a través de un modelo de regresión lineal, la ecuación (1) se transforma en:

$$(E(r_i) - r_f) = \alpha + \beta_{i,m}(E(r_m) - r_f) + e \quad (3)$$

Donde:

$(E(r_i) - r_f)$ = Prima por riesgo del activo

α = El coeficiente alfa, es el termino constante

$\beta_{i,m}$ = El coeficiente beta del activo i, el cual está determinado tanto del activo i seleccionado, como del mercado

$(E(r_m) - r_f)$ = La prima por riesgo del mercado

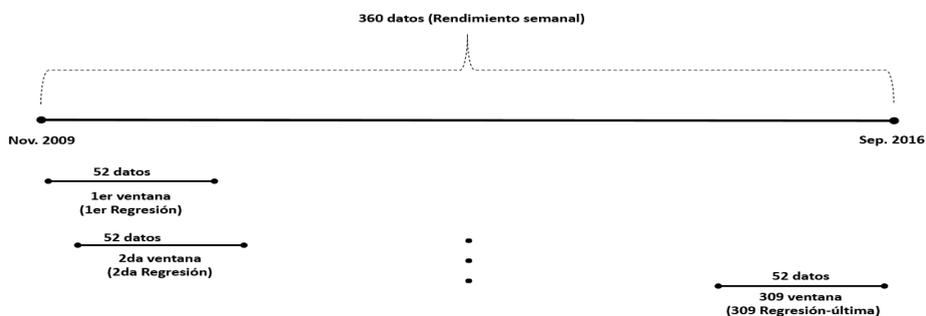
e = Son los residuos de la regresión lineal.

La expresión (3) refleja una relación lineal (regresión lineal) y positiva entre las primas por riesgo de los portafolios de activos (exceso de rentabilidad del activo i) *versus* las primas por riesgo del mercado (exceso de rentabilidad del mercado).

Este índice ha sido objeto de un gran número de críticas dentro de la literatura financiera, siendo la más importante la suposición de un beta constante, como resultado de la evidencia empírica de la no estacionariedad en las series financieras Blume (1971), Fama y Macbeth (1973), Brooks *et al.* (1998) y Holmes y Faff (2004). Por esta razón en este capítulo se propone la incorporación de la metodología de ventanas móviles para el análisis sectorial del mercado financiero.

El análisis propuesto consiste en estimar los parámetros beta del modelo CAPM de manera dinámica, para ello es importante señalar que el presente estudio emplea series financieras de los Índices Sectoriales Invertibles, que fungen como los activos a analizar *versus* el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) que representa al mercado accionario en México. El periodo bajo análisis es el correspondiente al periodo de noviembre de 2009 a septiembre de 2016, empleándose precios semanales con un total de 361 observaciones. Sin embargo, para el análisis del CAPM se necesitan los rendimientos de los índices invertibles sectoriales y del mercado, por lo cual, se cuenta con 360 datos de rendimientos correspondientes. La información ha sido compilada de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) (2014a; 2014b; 2015; 2016).

Gráfica 1. Ventanas móviles de los Índices Sectoriales Invertibles



Fuente: elaboración propia.

Estipulados los rendimientos para el análisis, se generan ventanas móviles de 52 datos cada una, las cuales corresponden a un año bursátil, las cuales se recorren a lo largo del periodo de observación. Por lo tanto, el análisis realizado genera 309 estimaciones del modelo CAPM (regresiones lineales) para cada uno de los activos bajo análisis. La gráfica 1 muestra la especificación de las ventanas móviles propuestas.

Esta metodología permite estimar el parámetro beta (β), por subperiodos de tiempo, con la ventaja de poder analizar el comportamiento del estadístico de forma más detallada. En los resultados de la regresión de la aplicación del modelo CAPM, los estimadores alfa (α) y beta (β) deben guardar una significancia estadística inferior al 0.05 para que el modelo sea válido. En el caso de los residuos, por el contrario, la probabilidad debe ser mayor a 0.05 para que se confirme la significancia estadística de las pruebas de diagnóstico de los residuos (normalidad, ausencia de autocorrelación, homoscedasticidad). Asimismo, complementando el análisis, se presentan: el coeficiente de determinación (R^2), el cual refleja la correlación al cuadrado (debido a que dicha regresión se obtuvo por mínimos cuadrados) de los datos reales y los datos previstos de dichas regresiones; y la prueba F-de Fisher, la cual sirve para corroborar nuestra hipótesis sobre la significancia conjunta de los parámetros aceptando la hipótesis, al ser significativa, si el valor de su p-value es menor al 0.05 de significancia estadística.

Los Índices Sectoriales Invertibles son una nueva categorización generada por la Bolsa Mexicana de Valores, a partir de la clasificación sectorial de marzo del 2009. Donde se incorporan cuatro niveles de clasificación, considerando diez sectores: energía, materiales, industrial, servicios y bienes de consumo no básico, productos de consumo frecuente, salud, servicios financieros, tecnología de la información, servicios de telecomunicaciones y servicios públicos. De esta clasificación se escogieron cinco Índices Sectoriales de Rendimiento Total, que son: IERBMV-MATERIALES RT,

BMV-INDUSTRIAL RT, BMV-CONSUMO RT, BMV-FINANCO RT y BMV-TELECOM RT. Dentro de los criterios de elegibilidad, la muestra está compuesta por todas las series accionarias de renta variable listadas exclusivamente en la Bolsa Mexicana de Valores. Es importante señalar que la muestra ha sido ajustada en los últimos años, descartando aquellas emisoras sin operación en los 3 meses previos a la fecha de referencia del cambio de muestra (BMV, 2014-2016). El cuadro 1 muestra la composición de los Índices Invertibles Sectoriales.

En el cuadro 1 se puede observar una de las ventajas de seleccionar un índice en lugar de una cartera de activos, o un solo activo, esta decisión se llevó a cabo debido a que esto sobrepone la limitación de continuidad de cotización de las emisoras, es decir, no todas las emisoras cotizaron o han cotizado durante el periodo de observación. Un ejemplo es en el sector industrial, en septiembre de 2014, este índice lo componían 13 emisoras, y para junio de 2016 estaba integrado por 19 emisoras. De igual forma, al utilizar un índice sectorial representativo del mercado se puede observar que ramo es el más estable o viable para realizar una inversión.

Cuadro 1. Índices Sectoriales Invertibles RT

| INDICES SECTORIALES INVERTIBLES | | |
|---------------------------------|------------------|------------------|
| CONSUMO FRECUENTE RT | | |
| No. | sep-14 | jun-16 |
| | Issuer (Peso%) | |
| 1 | AC (1.2%) | AC (10.18%) |
| 2 | BACHOCO (0.50%) | BACHOCO (2.82%) |
| 3 | BIMBO (1.58%) | BIMBO (11.90%) |
| 4 | CHORAJUI (2.18%) | CHORAJUI (2.20%) |
| 5 | COMERCI (6.95%) | CULTIBA (1.31%) |
| 6 | CULTIBA (2.01%) | FEMSA (12.08%) |
| 7 | FEMSA (12.22%) | GRUMA (12%) |
| 8 | GRUMA (8.05%) | HERDEZ (2.08%) |
| 9 | HERDEZ (0.50%) | KIMBER (12.11%) |
| 10 | KIMBER (11.88%) | KOF (12.08%) |
| 11 | KOF (12.01) | LALA (6.80%) |
| 12 | LALA (5.07%) | SORIANA (2.59%) |
| 13 | SORIANA (3.09%) | WALMEX (11.83%) |
| 14 | WALMEX (12.03%) | - |

| INDICES SECTORIALES INVERTIBLES | | |
|---------------------------------|-----------------|-----------------|
| INDUSTRIAL RT | | |
| No. | sep-14 | jun-16 |
| | Issuer (Peso%) | |
| 1 | ALFA (10.08%) | AEROMEX (4.46%) |
| 2 | ARA (3.13%) | AGUA (1.54%) |
| 3 | ASUR (9.98%) | ALFA (11.89%) |
| 4 | GAP (9.92%) | ARA (1.26%) |
| 5 | GCARSO (9.84%) | ASUR (2.09%) |
| 6 | ICA (8.82%) | GAP (11.99%) |
| 7 | IDEAL (10.18%) | GCARSO (6.79%) |
| 8 | INCARSO (3.58%) | GICSA (5.58%) |
| 9 | OHIMEX (9.92%) | GSANBOR (3.07%) |
| 10 | OMIA (7.52%) | HOMEX (0.65%) |
| 11 | PINFRA (10.12%) | ICA (0.39%) |
| 12 | SARE (0.18%) | IDEAL (3.56%) |
| 13 | VESTA (6.72%) | KUO (1.99%) |
| 14 | - | OHIMEX (4.97%) |
| 15 | - | OMA (6.31%) |
| 16 | - | PINFRA (11.49%) |
| 17 | - | SARE (0.25%) |
| 18 | - | VESTA (3.97%) |
| 19 | - | VOLAR (7.75%) |

| INDICES SECTORIALES INVERTIBLES | | |
|---------------------------------|-------------------|------------------|
| MATERIALES RT | | |
| No. | sep-14 | jun-16 |
| | Issuer (Peso%) | |
| 1 | AUTLAN (10.02%) | ALPEK (11.88%) |
| 2 | CEMEX (10.14%) | CEMEX (11.84%) |
| 3 | CMOCITEZ (10.34%) | ELEMENT (11.81%) |
| 4 | GMEXICO (10.20%) | GMEXICO (11.91%) |
| 5 | ICH (10.04%) | ICH (11.42%) |
| 6 | MEXCHEM (9.98%) | MEXCHEM (11.82%) |
| 7 | MFRISCO (9.94%) | MFRISCO (4.06%) |
| 8 | PAPPEL (9.70%) | PE&OLES (12.42%) |
| 9 | PE&OLES (9.82%) | SIMEC (3.77%) |
| 10 | SIMEC (9.81%) | VITRO (9.03%) |

| INDICES SECTORIALES INVERTIBLES | | |
|---------------------------------|------------------|------------------|
| FINANCIERO RT | | |
| No. | sep-14 | jun-16 |
| | Emisora (Peso%) | |
| 1 | ACTINVR (4.27%) | BOLSA (12.15%) |
| 2 | BBVA (10.01%) | CREAL (7.40%) |
| 3 | BOLSA (9.80%) | GENTERA (12.93%) |
| 4 | C (10.07%) | GFINBUR (11.72%) |
| 5 | CREAL (9.52%) | GFINTER (8.38%) |
| 6 | GENTERA (9.85%) | GFNORTE (11.78%) |
| 7 | GFINBUR (9.88%) | GFREGIO (10.83%) |
| 8 | GFNORTE (10.15%) | G (5.61%) |
| 9 | GFREGIO (6.54%) | SANMEX (12.17) |
| 10 | QQ (5.80%) | UNIFIN (7.63%) |
| 11 | SAN (10.01%) | - |
| 12 | SANMEX (10.10%) | - |

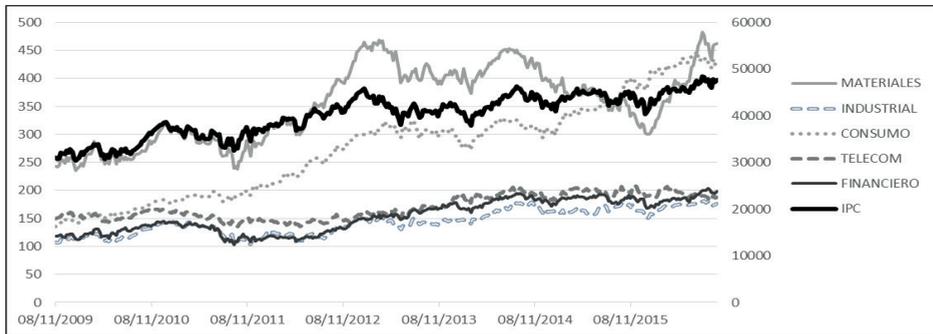
| INDICES SECTORIALES INVERTIBLES | | |
|---------------------------------|------------------|------------------|
| TELECOM RT | | |
| No. | sep-14 | jun-16 |
| | Emisora (Peso%) | |
| 1 | AMX (20.37%) | AMX (25.07%) |
| 2 | AXTEL (19.41%) | AXTEL (19.28%) |
| 3 | AZTECA (19.76%) | AZTECA (5.57%) |
| 4 | MEGA (19.90%) | MEGA (25%) |
| 5 | TLEVISA (20.57%) | TLEVISA (25.09%) |

Fuente: elaboración propia, datos obtenidos de la BMV.

Evidencia empírica

La gráfica 2 muestra el comportamiento de los Índices Sectoriales Invertibles y del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) del mercado accionario mexicano durante el periodo bajo análisis. Es clara una tendencia creciente en las series, así como el grado de proximidad de los índices financiero, industrial y telecomunicaciones a lo largo del periodo. Asimismo, pueden apreciarse *clusters* en la evolución de sus índices, el más acentuado es el correspondiente al índice de materiales y de manera moderada en los índices consumo, financiero, telecomunicaciones e industrial.

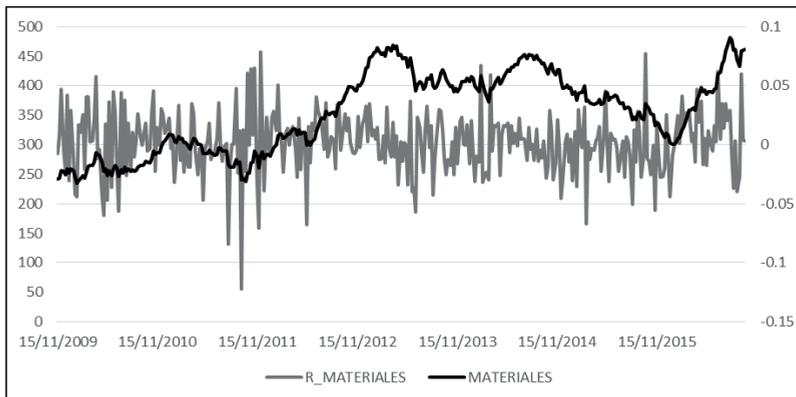
Gráfica 2. Índices Sectoriales Invertibles e IPC del mercado accionario mexicano



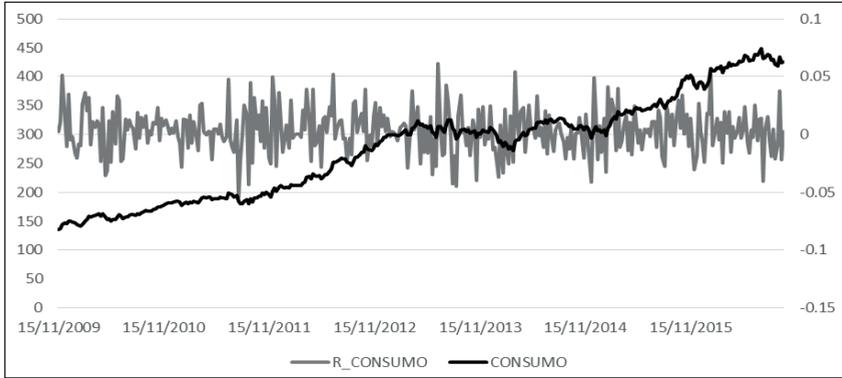
Fuente: elaboración propia, datos obtenidos de la página web de Investing.

Gráfica 3. Índice y rendimientos de los Índices Sectoriales Invertibles e IPC

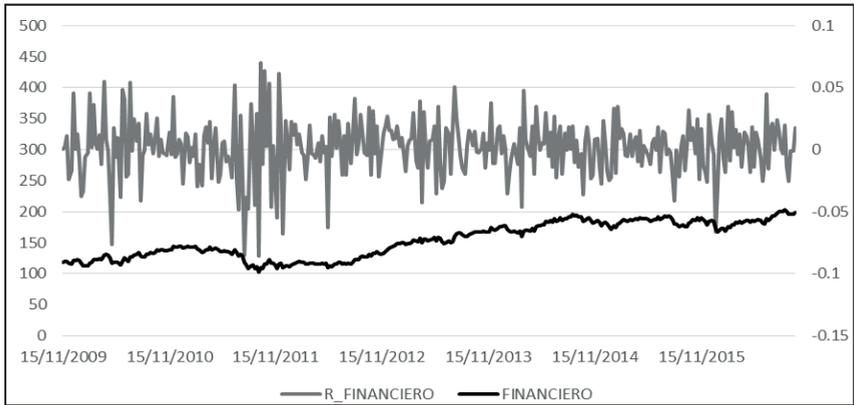
Panel A. Materiales



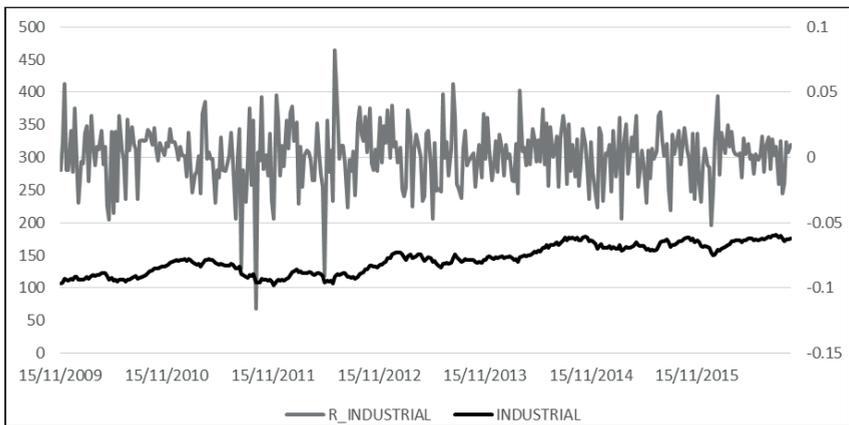
Panel B. Industrial



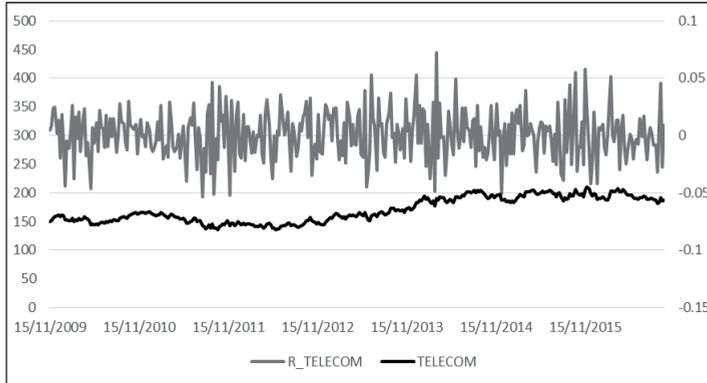
Panel C. Consumo



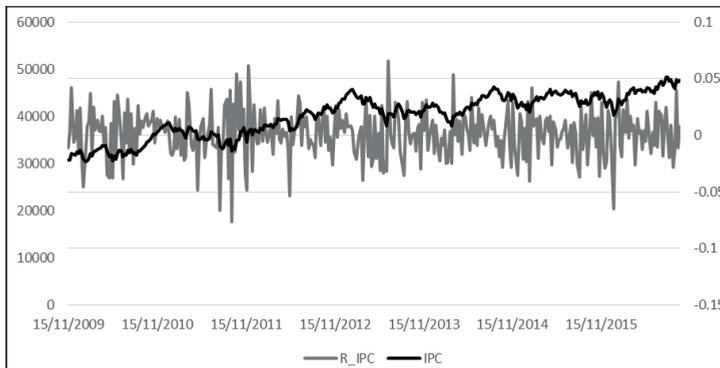
Panel D. Telecomunicaciones



Panel E. Financieros



Panel F. Índice de Precios y Cotizaciones



Fuente: elaboración propia, datos obtenidos de la página web de Investing, del mercado accionario mexicano

Para el análisis del modelo CAPM son necesarios los rendimientos de cada uno de los índices por analizar. La gráfica 3 muestra los rendimientos de los Índices Sectoriales Invertibles y del mercado (IPC). A través de la gráfica 3 puede distinguirse una relativa estabilidad en determinados índices y rendimientos de los Índices Sectoriales Invertibles, particularmente en los de telecomunicaciones, industrial, y financiero. De forma contraria, el índice de consumo y el de materiales presentan *clusters* de volatilidad en varios periodos. A finales de 2011 todos los índices bajo análisis mostraron periodos de alta volatilidad. Asimismo, se identifican un par de *clusters* no comunes, uno para el índice financiero en el periodo de mediados de 2010, y el otro para el índice industrial en el periodo de mediados de 2012.

Mediante un primer análisis estadístico a los rendimientos de las series seleccionadas puede determinarse, en la mayoría de los casos, un comportamiento disímil al de la distribución normal,¹ tanto por la curtosis como por la asimetría que presenta la información de los rendimientos. De este modo, se confirma la presencia de un comportamiento heteroscedástico en los datos conducente a un comportamiento no gaussiano previsible. El cuadro 2 muestra los estadísticos descriptivos de los rendimientos de los Índices Sectoriales Invertibles para todo el periodo bajo análisis, es decir, noviembre de 2009 a septiembre de 2016.

El cuadro 2 destaca que los rendimientos de los índices de consumo, y de telecomunicaciones cumplen el supuesto de normalidad al satisfacer la prueba Jarque-Bera mostrando un valor menor a 5.99 (dentro del modelo CAPM se necesita se cumpla el supuesto de normalidad para que el modelo sea válido). Asimismo, en el cuadro 2 se observa que no se cumple el supuesto de normalidad para los índices de materiales, industrial, financiero e IPC; no cumpliéndose al no satisfacer la prueba Jarque-Bera que alcanza valores mayores al 5.99; sin embargo, se observa en la gráfica 3, hay momentos de aparente estabilidad en el comportamiento de los rendimientos de estos índices. De este modo, también es cuestionable en qué momentos del periodo bajo análisis se cumple o se rechaza el supuesto de normalidad y por ende los supuestos econométricos del modelo CAPM. Así, para completa certeza sobre el comportamiento de los índices, es preciso identificar en que subperiodos del periodo total bajo análisis se cumple el supuesto de normalidad, así como los demás supuestos econométricos implícitos del modelo CAPM.

Por ende, la metodología propuesta en este trabajo propone identificar dinámicamente en qué momento o momentos del periodo bajo análisis el modelo CAPM es apropiado, cumpliéndose todos los supuestos econométricos que conlleva.

La metodología del CAPM requiere para su estimación de una tasa libre de riesgo, la cual, para este estudio, se define a través de los Certificados de Tesorería (Cetes) emitidos por la el gobierno federal. La tasa Cete que se utiliza en este análisis es la tasa Cete a 28 días, la cual es la tasa con periodicidad más corta; la información se obtuvo de las series divulgadas por el Banco de México (2017). Dicha tasa de 28 días es subastada semanalmente; dado que es una tasa anualizada, cabe recordar que la periodicidad de los datos bajo análisis es semanal. La gráfica 4 muestra el comportamiento de la tasa Cete a 28 días y su respectiva conversión semanal.

¹ El supuesto de comportamiento de las distribuciones normal se cumple a partir de la verificación de los siguientes estadísticos: Asimetría = 0, Curtosis=3 y Jarque-Bera < 5.99.

Cuadro 2. Análisis estadístico descriptivo de los rendimientos de los Índices Sectoriales Invertibles e IPC

| | Índices Sectoriales Invertibles | | | | | Mercado |
|--------------|---------------------------------|------------|-----------|-----------|------------|-----------|
| | Materiales | Industrial | Consumo | Telecom | Financiero | IPC |
| Media | 0.001777 | 0.001374 | 0.003182 | 0.000625 | 0.001427 | 0.001191 |
| Mediana | 0.002386 | 0.003214 | 0.002978 | 0.000855 | 0.002263 | 0.002363 |
| Máximo | 0.078668 | 0.082012 | 0.061297 | 0.072436 | 0.069819 | 0.065797 |
| Mínimo | -0.122703 | -0.115787 | -0.055067 | -0.053340 | -0.085530 | -0.076561 |
| Desv. Est. | 0.026065 | 0.022660 | 0.019274 | 0.020863 | 0.022838 | 0.020796 |
| Asimetría | -0.324716 | -0.642007 | 0.068443 | 0.074971 | -0.396409 | -0.227339 |
| Curtosis | 4.624912 | 5.693222 | 3.173198 | 3.212542 | 4.498372 | 3.704909 |
| Jarque-Bera | 45.93153 | 133.5320 | 0.731029 | 1.014847 | 43.10516 | 10.55443 |
| Probabilidad | 0.000000 | 0.000000 | 0.69384 | 0.602045 | 0.000000 | 0.005107 |

Fuente: elaboración propia, datos obtenidos de la página web de Investing.

Gráfica 4. Tasa Cete a 28 días



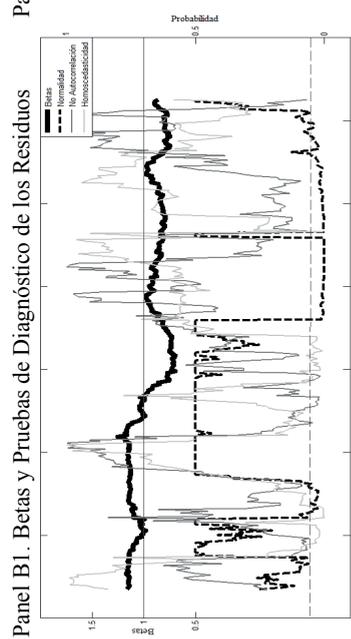
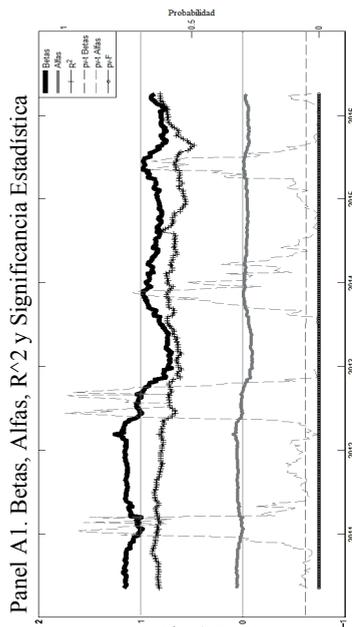
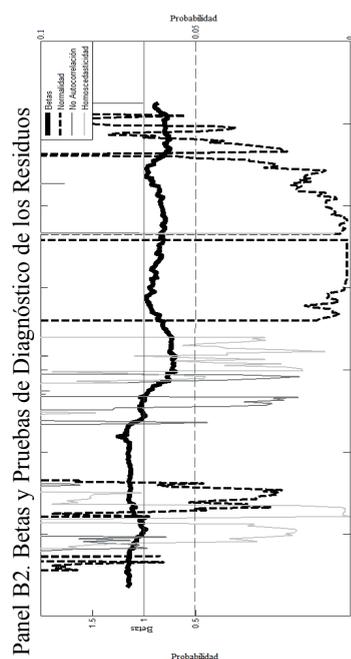
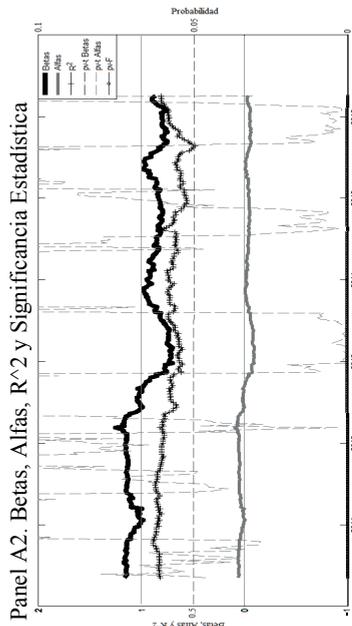
Fuente: elaboración propia, datos obtenidos de la página web del Banco de México.

Las gráficas 5, 6, 7, 8 y 9 muestran las estimaciones del CAPM dinámico a través de ventanas móviles. La estimación dinámica del CAPM está sustentada en las primas por riesgo (exceso de rentabilidad) de cada uno de los Índices Sectoria-

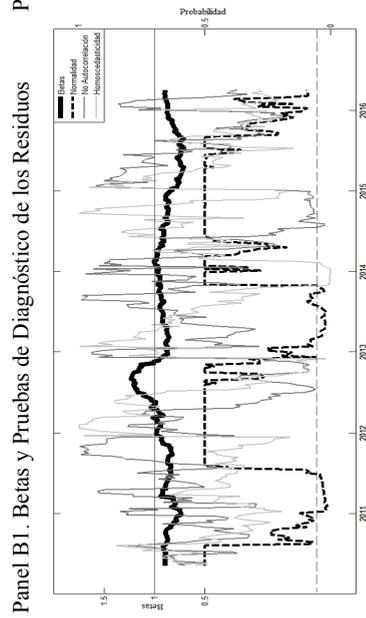
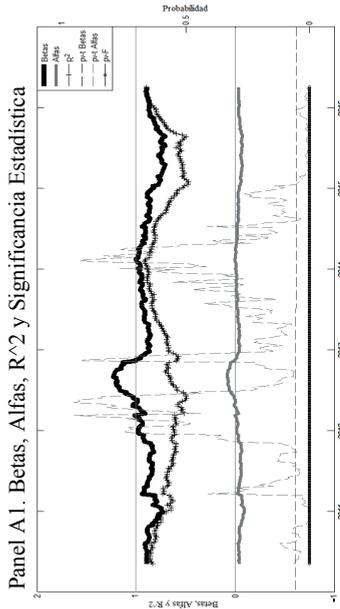
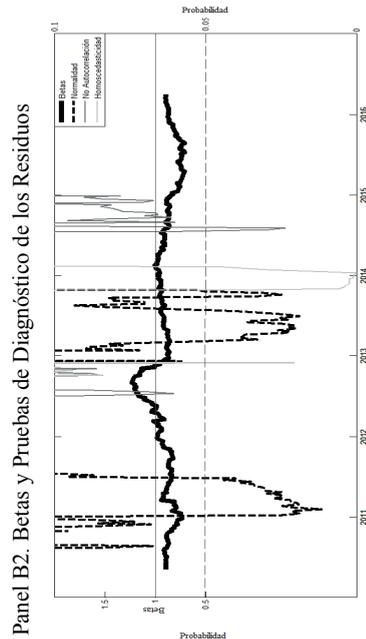
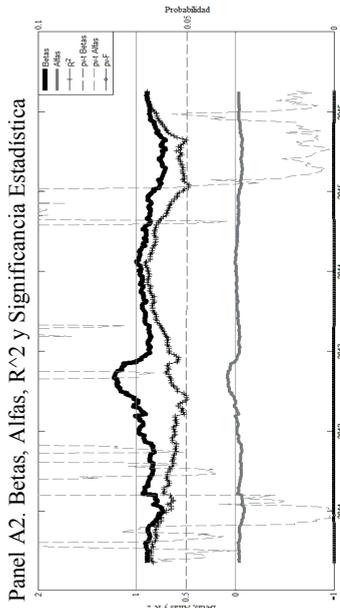
les Invertibles *versus* las primas por riesgo (exceso de rentabilidad) del mercado (IPC), como se especifica en la ecuación (3).

En las gráficas 5, 6, 7, 8 y 9 en los paneles A, y a partir de la aplicación de la metodología del CAPM propuesta, se puede observar que en todos los sectores, los parámetros betas son altamente significativos; su p-value está muy por debajo del valor 0.05, en algunos periodos inclusive este apenas se distingue, puesto que se encuentra por debajo del p-value de la prueba F. Por el contrario, la significancia de los parámetros alfas, presenta periodos donde si cumple el nivel de significancia y otros donde no. Por ejemplo, en el índice sectorial de consumo, a inicios del periodo, el p-value de las alfas presenta un comportamiento estable que cambia posteriormente a mediados de 2012. El sector de telecomunicaciones de igual forma al principio cumple con las condiciones de significancia que posteriormente varían (2009, 2010, 2011 y principios de 2012). Al contrario, el sector financiero cumple con la significancia estadística durante todo 2015 y parte de 2016. Cabe destacar que estas variaciones en los valores de alfa no repercuten en la validación de los parámetros del modelo CAPM, debido a que la significancia del modelo, medida de manera conjunta (es decir, betas y alfas conjuntamente) se comprueba a través de la prueba F, y el p-value de la prueba F es altamente significativo durante todo el periodo de observación. En síntesis, el modelo CAPM es estadísticamente significativo mediante el análisis de sus parámetros. Considerando que a pesar de que por separado el valor de los parámetros alfas y betas varían, la prueba conjunta de significancia estadística (prueba F) verifica conjuntamente la validación del modelo CAPM a través de sus parámetros.

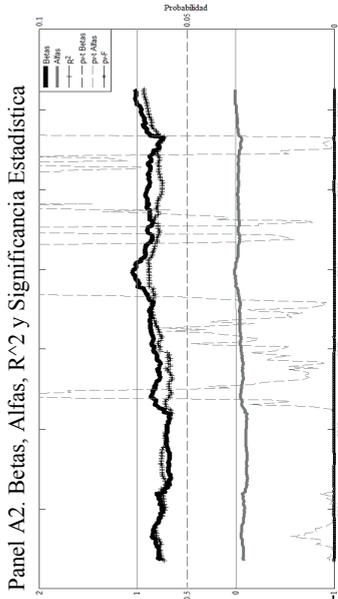
Gráfica 5. Índice Sectorial de Materiales



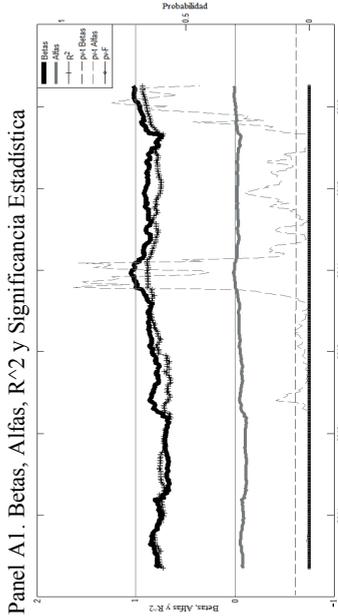
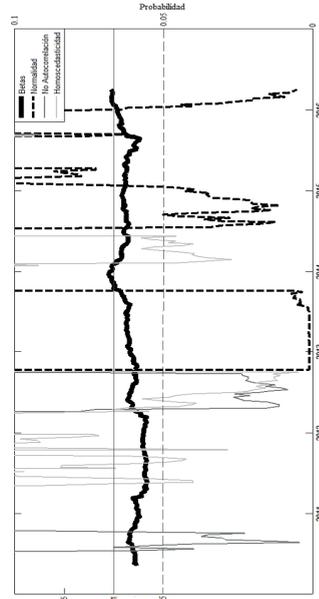
Gráfica 6. Índice Sectorial Industrial



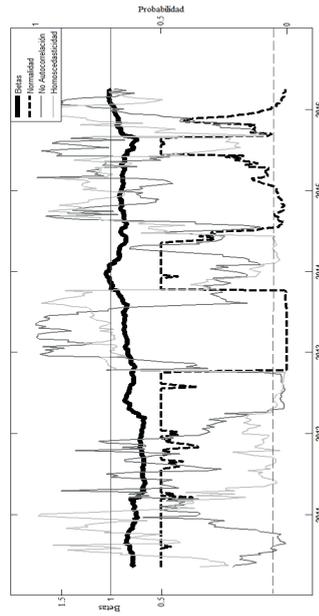
Gráfica 7. Índice Sectorial de Consumo



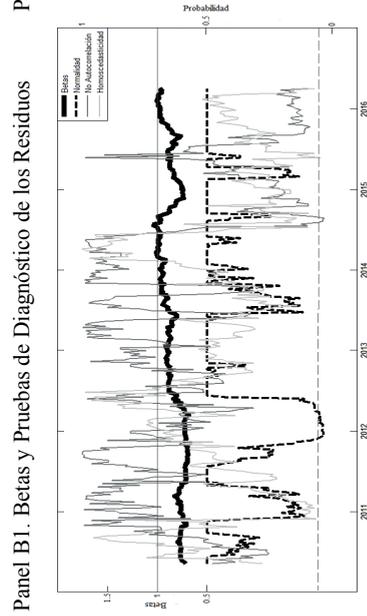
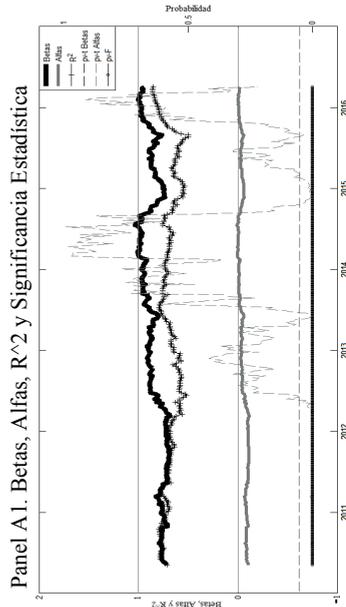
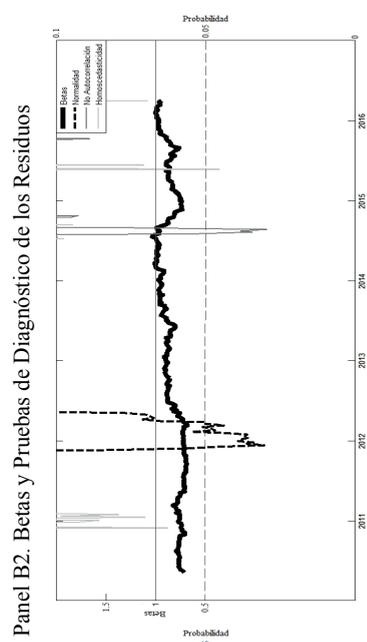
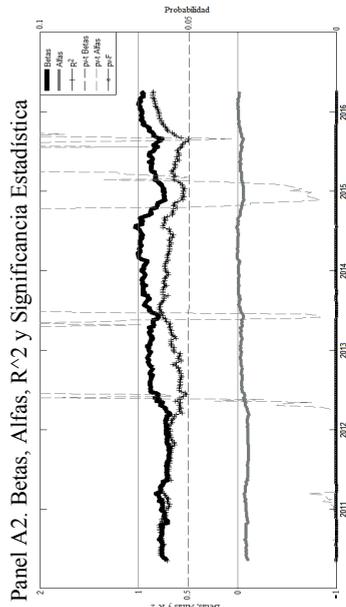
Panel B2. Betas y Pruebas de Diagnóstico de los Residuos



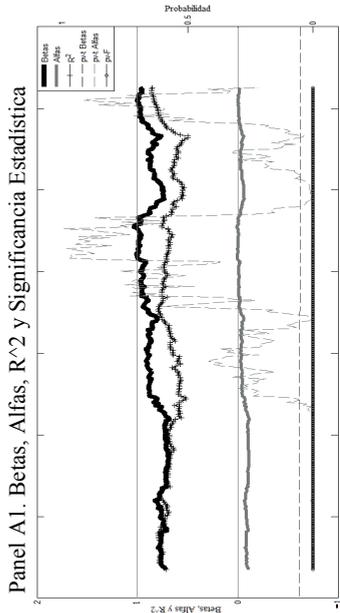
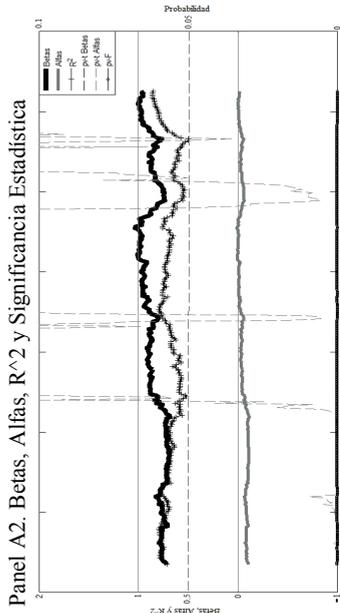
Panel B1. Betas y Pruebas de Diagnóstico de los Residuos



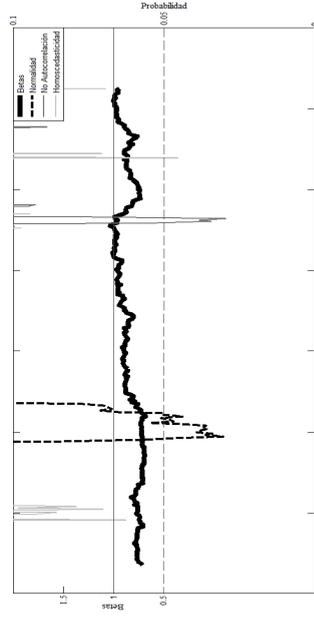
Gráfica 8. Índice Sectorial de Telecomunicaciones



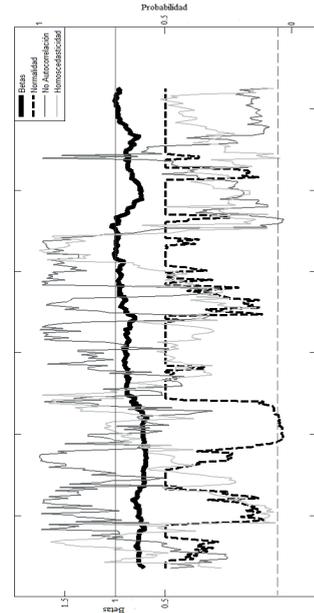
Gráfica 9. Índice Sectorial Financiero



Panel B2. Betas y Pruebas de Diagnóstico de los Residuos



Panel B1. Betas y Pruebas de Diagnóstico de los Residuos



Sin embargo, en el modelo CAPM, por tratarse de una regresión lineal, no se debe poner atención solamente en la significancia de los parámetros. Es necesario determinar si los residuos de dicha regresión cumplen los supuestos econométricos para consumir un modelo estadísticamente viable. Los supuestos econométricos que deben cumplir los residuos son: normalidad, homoscedasticidad e independencia de errores (no autocorrelación).

En los gráficas 5, 6, 7, 8 y 9, paneles B, se observa el comportamiento dinámico de los residuos resultantes de la aplicación de los modelos CAPM. Se puede observar que para el caso del índice sectorial de materiales no es aplicable el modelo CAPM; solamente en periodos muy cortos pasa las pruebas de diagnóstico de sus residuos. Se puede concluir, por tanto, que la mayor parte del tiempo los residuos del CAPM para el índice sectorial de materiales no cumplen los supuestos econométricos. En el caso del sector industrial los residuos del CAPM cumplen los supuestos en ciertos lapsos: en un lapso de 2010; desde mediados de 2011 hasta finales del 2012; a inicios de 2014; y de finales de 2014 en adelante. Para el sector consumo, se observa que los residuos solamente pasan los supuestos econométricos en pocos periodos; igualmente que el caso del sector de materiales, pero no de manera tan marcada; se tiene un lapso pequeño del 2010; finales de 2010 a principios de 2011; en menor medida a finales de 2011 a principios de 2012; de manera efímera a finales de 2013 a principios de 2014; y, desde principios de 2015 hasta principios de 2016. Por su parte, el índice sectorial de telecomunicaciones, es el sector que cumple con la verificación de los supuestos econométricos de los residuos del CAPM casi en su totalidad durante la mayor parte del periodo bajo análisis; cabe resaltar en este sector solamente no se cumplen los supuestos de los residuos en un lapso pequeño de finales de 2011 a principios de 2012, de manera muy efímera después de mediados de 2014, y casi nulamente a mediados de 2015; por lo tanto, se puede concluir, el CAPM es ampliamente viable para el sector telecomunicaciones. Por último, el índice sectorial financiero satisface los residuos del CAPM cumplen con los requerimientos estadísticos de significancia, pero en menor medida que el caso del sector telecomunicaciones. En este sector no se cumplen los supuestos a inicios de 2011; de mediados a fines de 2013; y, de mediados de 2015 en adelante. Se puede entonces afirmar que, después del sector telecomunicaciones, el CAPM del sector financiero es aparentemente viable.

Continuando con el análisis de la significancia y viabilidad del modelo CAPM dinámico aplicado a los Índices Sectoriales Invertibles, procede analizar cuantas veces y en qué porcentaje durante el periodo bajo análisis, los parámetros beta del modelo CAPM estuvieron por encima del valor de 1 y cuantas veces por debajo de la unidad. El cuadro 3 da cuenta del análisis de los parámetros beta con respecto al valor de uno.

Cuadro 3. Análisis del parámetro beta

| Índice Sectorial Invertible | Total de Betas | Betas > 1 | % Betas>1 | Betas < 1 | % Betas<1 |
|------------------------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Consumo | 309 | 23 | 7% | 286 | 93% |
| Financiero | 309 | 7 | 2% | 302 | 98% |
| Industrial | 309 | 30 | 10% | 279 | 90% |
| Materiales | 309 | 117 | 38% | 192 | 62% |
| Telecomunicaciones | 309 | 5 | 2% | 304 | 98% |

Fuente: elaboración propia.

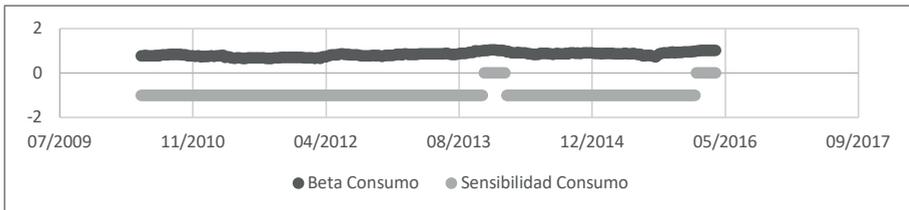
A partir del análisis dinámico de los parámetros beta con respecto a la unidad, para cada uno de los Índices Sectoriales Invertibles, se observa que en su mayoría durante el periodo de estudio hubo un comportamiento de este coeficiente inferior a la unidad, lo cual refleja que dichos activos (índices) presentan un riesgo sistemático menor. Por lo tanto, la variación conjunta tanto del rendimiento de los índices y del mercado es en promedio inferior a la dispersión que presenta el IPC. Esto puede explicarse debido a que los Índices Sectoriales Invertibles se componen de una muestra representativa de las empresas que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores y no de la totalidad de las emisoras; adicionalmente cabe mencionar, que la composición de los índices ha sido rebalanciada en cuanto a la composición de las empresas que integran estos Índices Sectoriales Invertibles. El sector que presenta un riesgo sistemático mayor durante el periodo de observación es el de materiales, seguido por el industrial y el de consumo, en menor medida el financiero y el de telecomunicaciones, este último fue el que presentó mejores resultados en cuanto a las pruebas de los residuos de la regresión.

Extendiendo aún más el análisis de la pertinencia y viabilidad del modelo CAPM dinámico aplicado a los Índices Sectoriales Invertibles del mercado accionario mexicano, en el presente capítulo se genera una prueba lógica para segregarse aquellos periodos donde el valor de los parámetros beta tomó valores inferiores, cercanos y superiores a 1. La gráfica 10 resume la evolución de la sensibilidad de los parámetros beta de cada uno de los índices sectoriales en términos de su inferioridad, cercanía o superioridad respecto al valor unidad. En sí, la gráfica 10 se genera estipulando para los periodos de tiempo donde el valor de beta fue superior a 1.09, asignándose entonces un valor constante igual a 1. En cambio, cuando la beta se encontraba en el intervalo [1.00, 1.09] se le asignó un valor de 0, y para valores de beta menores que 1, se estableció el valor -1. Lo anterior, para identificar cuándo la volatilidad del portafolio o índice sectorial invertible estuvo por debajo del riesgo de mercado.

Se observa en la gráfica 10 que en el sector de consumo, durante el periodo de observación, los parámetros beta estuvieron la mayor parte del tiempo por debajo del valor de 1, solo hubo breves periodos fue cercano al uno, a finales de 2013, principios de 2014 y de 2016. En lo que respecta al sector financiero, de igual forma presentó betas inferiores al valor uno; solo estuvo próximo a este valor a finales de 2011. En cambio, el sector industrial presentó valores de beta próximos y superiores a 1 en prácticamente todo 2012 y un solo valor de beta inferior a 1 en el año 2014. El sector materiales, en casi todo el año 2010 tuvo valores de beta superiores a 1, al igual que en el año 2011 y 2012, lo cual sugiere que este sector presenta una mayor volatilidad con respecto al mercado, reafirmando lo observado en el cuadro 3. Por su parte, el sector telecomunicaciones, a partir de la gráfica de sensibilidad, se comprueba que es el sector que tuvo menor volatilidad con respecto al mercado durante todo el periodo de observación, al tener prácticamente casi todos sus parámetros beta inferiores al valor 1; cabe mencionar que en este sector los parámetros beta solo fueron cercanos al uno en marzo y julio del 2014 y febrero del 2016.

Gráfica 10. Evolución de la sensibilidad en los Índices Sectoriales Invertibles

Sensibilidad Índice Sectorial Invertible de Consumo



Sensibilidad Índice Sectorial Invertible Financiero



Sensibilidad Índice Sectorial Invertible Industrial



Sensibilidad Índice Sectorial Invertible de Materiales



Sensibilidad Índice Sectorial Invertible de Telecomunicaciones



Para finalizar el análisis de la viabilidad del modelo CAPM, también se identifican los valores extremos (máximos y mínimos) y el valor promedio, tanto de los parámetros beta del CAPM como de los rendimientos de los índices bajo análisis. El cuadro 4 da cuenta de esta situación.

Cuadro 4. Valores extremos y promedios de los parámetros beta del modelo CAPM y de los rendimientos de los Índices Sectoriales Invertibles

| Sector | Valores Extremos del Coeficiente Beta | | | Valores Extremos de los Rendimientos | | |
|--------------------|---------------------------------------|--------------|----------|--------------------------------------|--------------|----------|
| | Valor Máximo | Valor Mínimo | Promedio | Valor Máximo | Valor Mínimo | Promedio |
| Consumo | 1.0477 | 0.6589 | 0.8356 | 0.0613 | -0.0551 | 0.318% |
| Financiero | 1.0100 | 0.7317 | 0.8580 | 0.0698 | -0.0855 | 0.143% |
| Industrial | 1.2299 | 0.7059 | 0.8955 | 0.0820 | -0.1158 | 0.137% |
| Materiales | 1.2497 | 0.6939 | 0.9442 | 0.0787 | -0.1227 | 0.178% |
| Telecomunicaciones | 1.0329 | 0.6827 | 0.8428 | 0.0724 | -0.0533 | 0.062% |

Fuente: elaboración propia.

El cuadro 4 identifica los valores extremos de los parámetros beta, así como de los rendimientos dentro de cada índice sectorial. Los resultados son mixtos, corroborando la débil aplicabilidad del CAPM en algunos casos. En el caso de los sectores financiero y de telecomunicaciones, que son los que más se acercan al CAPM, los resultados son consistentes con la teoría financiera: en promedio, a mayor riesgo, mayor rendimiento. En los otros sectores los resultados son mixtos e inconsistentes. En promedio, el beta del sector materiales es el más alto de la muestra, pero su rendimiento es menor que el sector de consumo, caracterizado por el beta más bajo de los sectores analizados.

En síntesis, en este capítulo se ha estimado dinámicamente el modelo CAPM de los Índices Sectoriales Invertibles *versus* el mercado (IPC) y se han identificado lapsos durante el periodo bajo análisis en los cuales se cumplen los supuestos econométricos del modelo CAPM y consiguiente viabilidad del modelo para dichos momentos. Este hallazgo demuestra que el modelo CAPM es viable en determinados casos, principalmente en momentos de estabilidad, es decir, cuando el activo bajo análisis no muestre *clusters* de volatilidad durante el periodo en que se estime el modelo. En este sentido se puede concluir el CAPM tiene validez dependiendo del activo-mercado a analizar y el periodo de tiempo. Por otro lado, validando lo anterior, se puede concluir que el modelo CAPM es viable para el sector telecomunicaciones.²

² Hay que recordar que la composición de los Índices Sectoriales Invertibles se modifica a través del tiempo, tanto en sus emisoras como en la ponderación de las mismas; sin embargo, cabe destacar la composición del Índice Sectorial Invertible de Telecomunicaciones, que estuvo integrada por las mismas emisoras durante todo el periodo bajo análisis.

Conclusiones

En el presente capítulo se ha demostrado que a partir de la implementación de ventanas móviles al modelo CAPM, puede captarse de forma precisa la dinámica de este modelo. Se implementó el modelo CAPM con respecto a los rendimientos de los Índices Sectoriales Invertibles de la BMV *versus* el mercado accionario en México. Se emplearon los Indices Sectoriales Invertibles de este mercado considerando que son portafolios representativos. La ventaja de utilizar un índice, y no un activo o cartera arbitraria, radica en que se sobrepone la limitación de continuidad de cotización de las emisoras, es decir, no todas las emisoras cotizaron de forma ininterrumpida durante el periodo de observación. De igual forma, el utilizar índices representativos del mercado ayuda a identificar el sector que presenta mayor estabilidad y oportunidades óptimas de inversión, en este caso mediante el modelo CAPM.

La evidencia empírica demuestra que el CAPM para el índice sectorial invertible de telecomunicaciones es ampliamente viable, cumpliendo casi en su totalidad en el periodo bajo análisis con los supuestos econométricos de significancia de las betas y alfas, así como la significancia de las pruebas de diagnóstico de sus residuos. Asimismo, se estipula que el modelo CAPM es aparentemente viable para el índice sectorial invertible financiero. Se descarta que el modelo CAPM que sea aplicable a los sectores de materiales, industrial y consumo (en el periodo estudiado). Una futura agenda de investigaciones debe comprobar si el CAPM es viable para activos individuales de los todos los sectores, en particular para identificar si algún activo en particular causa la inviabilidad del CAPM a nivel sectorial; y en el caso sector telecomunicaciones si sus empresas que lo integran contribuyen la viabilidad del CAPM y este modelo se confirma y fortalece.

La principal contribución de este trabajo radica en que se demuestra que el modelo CAPM es viable en determinados sectores y periodos de tiempo, evidenciándose que el modelo tiene validez dependiendo del comportamiento, composición del activo (portafolio de activos) y mercado del periodo de tiempo a analizar.

Referencias

- BANCO DE MÉXICO (2017). *Sistema de Información Económica* [en línea]. Disponible en <https://www.banxico.org.mx/SieInternet/>
- BLACK, F., Jensen, M. C. y Scholes, M. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. En M. C. Jensen (ed.). *Studies in the Theory of Capital Markets*. Nueva York, Praeger, pp. 79-121.
- BLUME, E. M. (1971). On the assessment of risk. *The Journal of Finance*, 26(1): 1-10.

- BOLSA MEXICANA DE VALORES [BMV] (2014a). *Rebalanceo para los Índices Sectoriales Invertibles y de Actividad Económica. Preliminares. Junio 2014* [en línea]. Disponible en <https://www.bmv.com.mx> [consultado en octubre de 2016]
- (2014b). *Rebalanceo para los Índices Sectoriales Invertibles y de Actividad Económica* [en línea]. Disponible en <https://www.bmv.com.mx> [consultado en septiembre de 2016].
- (2015). *Rebalanceo para los Índices Sectoriales Invertibles y de Actividad Económica, Acciones Oficiales. Diciembre 2015* [en línea]. Disponible en <https://www.bmv.com.mx> [consultado en noviembre de 2016].
- (2016). *Índices Sectoriales Invertibles Metodología. Previo. Junio 2016*. [en línea]. Disponible en <https://www.bmv.com.mx> [consultado en octubre de 2016].
- BROOKS, R., Faff, R. y Mckenzie, M. (1998). Time varying beta risk of Australian industry portfolios: A comparison of modelling techniques. *Australian Journal of Management*, 23(1): 1-22.
- CHEOL, S. E. (1994). The benchmark beta, CAPM, and pricing anomalies. *Oxford Economic Papers, New Series*, 46(2): 330-343.
- FAMA, E. F. y French, K. (1992). The cross-section of expected returns. *The Journal of Finance*, 47(2): 427-465.
- (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *The Journal of Financial Economics*, 33(1): 3-56.
- FAMA, E. F. y Macbeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *The Journal of Political Economy*, 81(3): 607-636.
- HOLMES, K. A. y Faff, R. W. (2004). Stability, asymmetry and seasonality of fund performance: An analysis of Australian multi-sector managed funds. *Journal of Business Finance and Accounting*, 31(3-4): 539-578.
- LINTNER, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1): 13-37.
- LÓPEZ, F. (2000). ¿Es igual el riesgo sistemático al medir la beta del CAPM mediante dos indicadores diferentes del rendimiento del mercado? Estudio empírico en la Bolsa Mexicana de Valores. *Contaduría y Administración*, 197: 5-15.
- MARKOWITZ, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1): 77-91.
- (1959). *Portfolio Selection. Efficient Diversification of Investments*. Nueva York: John Wiley & Sons.
- MILLER, M. H. y Scholes, M. (1972). Rates of return in relation to risk: a reexamination of some recent findings. En M. C. Jensen (ed.). *Studies in the Theory of Capital Markets*. Nueva York: Praeger, pp. 17-78.
- MIRALLES MARCELO, J.L., Miralles Quirós, M. del M. y Miralles Quirós, J. L. (2009). Estimating the beta coefficient dynamic for the Spanish stock market. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 38(143): 449-478.
- MOSSIN, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4): 768-783.
- ORTAS, E., Moneva, J. M. y Salvador, M., (2012). Dinámica del coeficiente beta asociado a las Carteras de inversión sectoriales en el mercado español. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 41(154): 233-261.
- SCHWERT, G. W. y Seguin, P. J. (1990). Heteroscedasticity in stock returns. *The Journal of Finance*, 45(4): 1129-1155.
- SHARPE, William F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3): 425-442.
- TOBIN, J. (1958). Liquidity preference as behaviour toward risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2): 65-86.
- VON NEUMANN, J. y Morgenstern, O. (1944). *The Theory of Games and Economic Behavior*. New Jersey: Princeton University Press.

SECCIÓN III

**MERCADOS DE DEUDA
Y ESTRUCTURA DE TASAS DE INTERÉS**

Estructura de capital y valor de mercado de las empresas latinoamericanas en los tiempos de la crisis financiera global

*María del Rocío Vega-Zavala
Roberto J. Santillán-Salgado*

Introducción

Uno de los temas fundamentales que interesan al estudio de la economía financiera es el de la relación que existe entre las decisiones de política financiera de las empresas públicas y su efecto de aquellas sobre el comportamiento de mercado de las acciones de estas últimas. En el presente capítulo se aborda empíricamente el estudio de la manera como la proporción de endeudamiento en la estructura de capital de las empresas (palanca financiera) influye sobre el valor de capitalización. Dicho fenómeno se estudia en el contexto de una muestra de empresas públicas no financieras de seis países de América Latina; a saber, Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Las empresas de la muestra representan a prácticamente todos los sectores económicos, con excepción del sector financiero. Más específicamente, el interés de este trabajo se concentra en la relación entre la proporción de deuda respecto al activo total de las empresas, y la Q de Tobin como medición indirecta del valor de mercado de la empresa, antes, durante, y después de la crisis financiera de 2008-2009. Se utiliza la técnica econométrica de análisis de panel con el objetivo de medir la sensibilidad de la Q de Tobin a cambios en la palanca financiera, y se utilizan tres variables de control (tamaño, liquidez y tangibilidad) en las regresiones, durante el periodo de análisis completo (2004-2014) y los tres subperiodos correspondientes a precrisis (2004-2006), crisis (2007-2009) y poscrisis (2010-2014).

En la segunda parte de este capítulo se realiza una revisión de la literatura sobre la relación entre el nivel de apalancamiento y el valor de la empresa, y se hace referencia a la literatura sobre el mismo tema en el contexto de los países emergentes. En la tercera parte se describen las características de la base de datos utilizada, se presenta la metodología de análisis econométrico y el modelo a utilizar, y se reportan los resultados y su interpretación. Finalmente, el capítulo

concluye con un resumen de las principales contribuciones y sugiere futuras líneas de investigación sobre el tema.

Los inicios de las finanzas

Durante la segunda mitad del siglo xx y los primeros años del nuevo siglo se ha dado un florecimiento intelectual en la teoría y práctica de las finanzas. Las discusiones y nuevas aportaciones publicadas como estudios académicos o como textos guía para profesionales cuyo objetivo es dar soporte a la toma de decisiones en temas tan diversos como la evaluación de proyectos de inversión, la valoración de empresas o la administración de portafolios de títulos de mercado, entre otros tópicos, experimentaron un auge notable. Una buena parte de esos estudios se plasmó en contribuciones seminales sobre aspectos fundamentales de la disciplina, y a lo largo de los años ha configurado un cuerpo de conocimiento cada vez más sólido y reiteradamente contrastado con la evidencia.

Es precisamente en ese contexto que se desarrolla la teoría de la estructura de capital, un tema de la mayor importancia para las finanzas corporativas y para el diseño de la estrategia financiera de la empresa. La combinación de distintas proporciones de deuda y capital propio no había recibido suficiente atención antes de los trabajos seminales de Modigliani y Miller (1958; 1963). A partir de ese momento, el tema de estructura de capital cobró auge y comenzó a recibir más atención hasta dar lugar a un bagaje de principios y conceptos de la mayor importancia práctica que continúa en evolución.

Trabajos que abordan la relación entre las decisiones de estructura de capital y el valor de las empresas

Algunos trabajos seminales

El estudio del impacto de las decisiones de estructura financiera sobre el valor de las empresas fue abordado por vez primera en la literatura por el artículo seminal de Modigliani y Miller (1958), en el cual revelan y proponen la “irrelevancia de las decisiones de estructura de capital”, para la determinación del valor de mercado de las empresas. El argumento principal subyacente al principio de irrelevancia postula que las distintas proporciones de deuda y capital no influ-

yen sobre el valor de mercado de la empresa argumentando que este en realidad depende de su capacidad para generar flujos operativos en el tiempo. Por lo tanto, concluyen Modigliani y Miller (1958), el valor de la empresa es igual a la suma de los valores descontados de los flujos operativos futuros y, la única consecuencia que resulta de la forma en que se financian los activos de la empresa, es la manera como se distribuyen esos flujos. Adicionalmente, Modigliani y Miller (1958) clasifican a las empresas en función de su rendimiento esperado y sostienen que, aquellas dentro de una misma clasificación, deben tener el mismo costo de capital (lo que implica un mismo “premio por riesgo”, lo cual es equivalente a que pertenezcan a una misma categoría de riesgo). En consecuencia, la estructura financiera de las empresas se vuelve irrelevante en la determinación de su costo de capital, y por ende, se concluye que, las decisiones de estructura financiera no influyen sobre el valor de las empresas.

Algunos años más tarde, los mismos autores dan a conocer un nuevo modelo cuya principal innovación consiste en el reconocimiento del efecto que tienen los impuestos corporativos en el valor de la empresa, Modigliani y Miller (1963). Puesto que el modelo original fue construido bajo el supuesto de inexistencia de impuestos, al relajarse dicho supuesto en el nuevo modelo, se logra una mayor aproximación a la realidad de mercado de las empresas. Es decir, en el segundo modelo se reconoce la existencia del llamado “escudo fiscal”, el cual representa un beneficio para los accionistas y acreedores de la empresa debido a que, ante la disminución de la base gravable sobre la cual se calcula el monto de impuestos pagados como consecuencia del pago de intereses, se pagarán menos impuestos y la empresa dispondrá de mayores recursos para distribuir entre quienes financian a la empresa.

Cabe destacar que, al final de Modigliani y Miller (1963), los autores previenen al lector no inferir que las empresas deban aumentar la deuda ilimitadamente, ya que es indispensable ponderar todos los costos asociados con su uso. Trabajos posteriores, como el de Senbet y Seward (1995), demostraron que una de las consecuencias negativas más importantes que resulta del uso excesivo de la deuda es el riesgo de bancarrota.

Aunque las contribuciones seminales de Modigliani y Miller (1958; 1963) allanaron el camino para profundizar en la comprensión del llamado “escudo fiscal”, debieron pasar algunos años más para contar con nuevas contribuciones como, por ejemplo, Stiglitz (1969; 1974; 1988), o bien Ross (1988), quienes ofrecieron argumentos distintos sobre la relevancia de las decisiones de estructura financiera para la determinación del valor de mercado de las empresas. En particular, estos autores sugieren que la estructura financiera afecta al valor de las

empresas debido a las diferencias en las tasas impositivas pagadas sobre los ingresos percibidos por los tenedores de deuda y los accionistas.

Durante los primeros años de la década de los setenta se logra un consenso parcial sobre la idea de la existencia de una estructura de capital óptima, definida como aquella proporción de deuda y capital con la cual se alcanza un equilibrio entre los beneficios fiscales de la deuda y los costos asociados al estrés financiero y al riesgo de bancarrota. Sin embargo, Miller (1977) demuestra que la ventaja fiscal derivada de la reducción de la base gravable, y la consecuente disminución de impuestos pagados, se ven prácticamente anuladas por el efecto de los impuestos personales.

Leland y Pyle (1977) y Ross (1977) indican que las compañías utilizan las decisiones de estructura de capital como un mecanismo de comunicación (*signaling*) hacia el exterior, mediante el cual mandan señales al mercado acerca de la calidad de sus futuros proyectos de inversión y que, cuando los participantes del mercado interpretan estas señales, sus decisiones de compraventa de bonos y acciones afectan el valor de las empresas.

Otro trabajo que ocupa un lugar destacado en el estudio de la estructura de capital es el de Myers y Majluf (1984). Si bien la contribución principal de estos autores se centra principalmente en argumentar cuál es el orden de preferencia de las fuentes de financiamiento que utiliza la empresa, en este trabajo se propone que cuando tiene lugar una nueva colocación de acciones, puesto que los nuevos inversionistas se encuentran menos informados que los actuales inversionistas acerca de la calidad de la compañía, las nuevas acciones pueden provocar una erosión en el valor de la empresa debido a que el mercado interpreta la decisión de colocar nuevas acciones como evidencia de que el precio al que se cotizan en ese momento es mayor a su valor intrínseco, es decir, están sobrevaloradas. Por lo tanto, la reacción lógica del mercado es deshacerse de dichas acciones y el precio de la acción se mueve a la baja.

Para concluir con esta breve lista de trabajos sobre la relación entre estructura de capital y valor de la empresa, se mencionan aquí los de Rajan y Zingales (1995) y Frank y Goyal (2003), quienes, contrariamente a la mayoría de los autores precedentes, encuentran que existe una relación negativa entre el apalancamiento financiero y la razón precio-valor en libros.

Con base en los resultados y conclusiones contenidos en los trabajos anteriores es posible dejar sentado que aún no se alcanza un consenso sobre cuál es el papel que corresponde a la estructura de capital en la determinación del valor de la empresa. La gama de resultados contenidos en una muestra limitada, aunque altamente representativa de estudios en la materia, deja en claro que exis-

ten posiciones a favor de la irrelevancia de la estructura de capital, algunos otros en favor de un efecto favorable del uso de mayor endeudamiento sobre el valor de la empresa, y aun otros que reportan evidencia en contra, es decir, de una relación negativa entre dichas variables.

Estructura de capital y el valor de la empresa

La propuesta original de Modigliani y Miller (1958) plantea que la estructura de capital no debe afectar la valuación de las empresas en un contexto de mercados “perfectos” (información perfecta y sin costo para todos los agentes, racionalidad de los tomadores de decisiones, ausencia de impuestos y ausencia de costos de bancarrota) y Modigliani y Miller (1963) reconocen que sí, la estructura de capital debe tener un impacto sobre el valor de la empresa, en la medida en que los supuestos de los mercados perfectos se relajan uno a uno. El mérito principal del trabajo original consiste, entonces, en su contribución a la comprensión del papel de las imperfecciones del mercado sobre la valuación de la empresa. Es decir, el teorema de la irrelevancia representa un conjunto de condiciones necesarias para la neutralidad de la estructura de capital pero, a medida que se relaja cada supuesto, es posible recoger evidencia sobre la importancia de las decisiones de estructura de capital desde la perspectiva de su influencia en la valuación de la empresa.

Estructura de capital y valor de la empresa en países emergentes

Los mercados financieros de deuda y capital de las economías emergentes son menos profundos y enfrentan retos en cuanto a su liquidez. De la misma manera, el costo de la deuda es significativamente mayor que en las economías desarrolladas (Shahzad *et al.*, 2015) y el tamaño de las empresas, es menor, comparativamente, a las empresas de los países desarrollados, por lo que carecen de suficientes habilidades técnicas y financieras para emitir deuda en los mercados de capitales, y las empresas optan generalmente por préstamos bancarios de corto plazo y fuentes internas como sus principales opciones de financiamiento para financiar su crecimiento (Khan, 2012). En refuerzo de esa tendencia, existe una importante asimetría de información, resultado de una limitada infraestructura física y humana en materia de análisis de mercado, muy limitadas bases de datos, muy poca prensa especializada y otros requisitos de los mercados de ca-

pital modernos, lo que dificulta las emisiones de bonos y acciones y, por lo tanto, las compañías de estas regiones optan generalmente por financiamiento bancario de corto plazo, o recursos generados internamente para financiar sus proyectos de expansión y crecimiento.

A pesar de que se ha acumulado una abundante literatura sobre la relación entre apalancamiento financiero y el valor de la empresa a través del tiempo, predecir el efecto de las decisiones de estructura financiera sobre el valor de mercado de las empresas en los mercados emergentes es aún más difícil que en los países desarrollados. A continuación se presenta una revisión de la literatura sobre el tema, clasificando los trabajos seleccionados como representativos en cinco categorías, de acuerdo a la naturaleza de la relación encontrada:

1. Relación no significativa entre palanca financiera y valor de mercado
2. Impacto negativo del nivel de apalancamiento sobre el valor de la compañía.
3. Impacto positivo de la palanca financiera sobre el valor de las empresas
4. Resultados mixtos en la relación palanca-valor.
5. Existencia de uno o varios puntos de inflexión en la relación valor y nivel de endeudamiento.

Estudios que encuentran una relación no significativa entre palanca financiera y valor de mercado

Los trabajos revisados en esta sección son afines al planteamiento teórico de Modigliani y Miller (1958), donde se propone que el nivel de utilización de la deuda es irrelevante para la determinación del valor de mercado de las empresas. Un primer ejemplo es el trabajo de Naceur y Goaid (2002) en el que analizaron más del 90% de las empresas listadas en Túnez con un método de estimación aleatoria probit con datos panel desbalanceados, para el periodo 1990-1997. Estos autores explican la razón valor de mercado a valor en libros del capital, utilizada como proxy del valor de la empresa, con las variables independientes de palanca financiera (razón deuda a activos), la razón de pago de dividendos y el rendimiento sobre el capital contable como medida de rentabilidad. Los resultados sugieren que el uso de la deuda y el pago de dividendos no tienen relación significativa con el valor de las empresas. En cambio, la rentabilidad muestra una relación positiva y estadísticamente significativa con el valor de mercado de las empresas.

Por su parte, Rajhans (2013) utiliza regresiones en panel para el estudio de 16 empresas de la India, de 4 diferentes sectores económicos, durante el periodo 2002-2011. El principal objetivo de este autor es identificar los principales determinantes del valor de las empresas. El valor de capitalización se utiliza como medida de este valor. La estructura de capital (razón de deuda a capital), las ventas netas, utilidades, activos fijos, razón de pago de dividendos y el costo ponderado de capital son utilizadas como variables explicativas. La evidencia empírica reportada indica que la estructura de capital no tiene ninguna influencia sobre la valuación de las empresas en la India. Las variables más significativas para la determinación del valor de las compañías, en orden de importancia, son las utilidades, las ventas netas y el costo ponderado de capital. Lo que los autores concluyen es que para el caso de las empresas indias, el valor no se ve afectado por la mezcla de deuda y capital, pero sí por el costo de las diferentes fuentes de financiamiento.

Otro ejemplo más es el trabajo de Siahaan (2013), quien basado en el análisis de una muestra de 28 compañías industriales listadas en Indonesia durante el periodo 2007-2011, y utilizando regresiones en panel, encuentra evidencia empírica respecto sobre el valor de mercado de la empresa. Las principales variables explicativas son la razón de endeudamiento para medir la palanca financiera, el logaritmo de los activos para aproximar el tamaño de las compañías y diferentes medidas de gobierno corporativo como el tamaño del consejo de administración, entre otros. Los resultados de este estudio indican que el nivel de endeudamiento no tiene ningún efecto significativo sobre el valor de la empresa, pero el tamaño sí tiene un efecto positivo, y se encontraron resultados mixtos en la relación de las variables de gobierno corporativo y el valor de mercado de las compañías bajo estudio.

Un último trabajo representativo de los hallazgos encontrados respecto a la irrelevancia de la estructura de capital sobre el valor de la empresa a mencionar, es el de Kodongo *et al.* (2015), quienes utilizan para ello una muestra de empresas de Kenia y estudian su desempeño financiero en función de distintas variables. La variable dependiente, desempeño financiero, se mide de tres formas: con el rendimiento sobre el capital (ROE), el rendimiento sobre activos (ROA) y la razón Q de Tobin. La principal variable independiente es la palanca financiera, también medida de tres distintas maneras: deuda/capital, deuda/activos y deuda a largo plazo/capital; por último, agregan las siguientes variables de control: tamaño de las empresas (logaritmo de activos), tangibilidad (activos fijos netos/activos), oportunidades de crecimiento (crecimiento del PIB) y crecimiento en ventas. La muestra incluye 29 empresas públicas kenianas, observadas durante

el periodo 2002-2011. Se utilizan regresiones en panel y se selecciona el modelo más robusto (efectos fijos, efectos aleatorios o mínimos cuadrados ordinarios). Los resultados sugieren que la palanca financiera no tiene relación significativa con la valuación de mercado, aunque se encuentra una relación negativa entre las medidas de apalancamiento y las dos medidas de rentabilidad.

Estudios que encuentran un efecto negativo entre la palanca financiera y el valor de mercado de las empresas

El uso excesivo de deuda puede llegar a afectar negativamente el valor de mercado de las compañías. El trabajo de Modigliani y Miller (1958; 1963) abre la brecha para iniciar los estudios sobre la teoría de la estructura de capital. En el segundo artículo de estos autores, donde se reconoce que al aumentar el nivel de palanca financiera en las empresas, se presenta el efecto de “escudo fiscal” que es resultado de la deducibilidad de intereses (y por tanto, menor carga impositiva) y que eleva el valor económico de la empresa, también se incorpora a la teoría la idea de que existe un costo asociado al riesgo de bancarrota que actúa en sentido inverso al primero, e incluso llega a nulificar el efecto positivo de la palanca financiera, por lo que la palanca financiera produce una disminución del valor de mercado de la empresa. Este tema ha sido ampliamente explorado en la literatura (por ejemplo, Gleason *et al.*, 2000; Frank y Goyal, 2003; Fama y French, 1998). En el ámbito de los países emergentes, la literatura sobre el tema es menos abundante aún. No obstante, es posible identificar varios estudios que abordan el tema de la relación inversa entre palanca financiera y valor de mercado de la empresa. Por ejemplo, Loncan y Caldeira (2014) analizan la relación entre la estructura de capital, niveles de efectivo y valor de mercado en una muestra de 288 empresas públicas de Brasil durante el periodo 2002-2012. Utilizan regresiones en panel con efectos fijos con tres modelos diferentes. Los principales hallazgos de estos autores indican, en primer lugar, que la deuda de corto y largo plazo están negativamente relacionadas con los niveles de efectivo. Esto es, niveles altos de liquidez están asociados a menores niveles de apalancamiento y las empresas más endeudadas tienen mayores probabilidades de mantener menores niveles de efectivo. En segundo lugar, al analizar la relación entre valor de la empresa (valor de mercado / valor en libros de los activos), como variable dependiente, y dos variables independientes (a saber, estructura de capital, medida con la deuda a corto plazo / total de capital, y deuda a largo plazo / total de capital) y niveles de efectivo (efectivo / activos) encuentran que, tanto la deuda

a corto, como a largo plazo, muestran una relación negativa con el valor de mercado de las empresas brasileñas.

Un segundo trabajo de interés para el fenómeno que se trata de ilustrar en esta sección es el de Tifow y Saylir (2015), quienes analizan 130 empresas públicas manufactureras de Turquía durante el periodo 2008-2013 mediante un enfoque de panel de datos, para entender la relación entre la estructura de capital y el desempeño empresarial. Como medidas de estructura se utilizan la deuda a corto plazo/activos, y la deuda a largo plazo/activos, y como indicadores de desempeño se emplean el rendimiento sobre el capital (ROE), el rendimiento sobre activos (ROA), las utilidades por acción (EPS) y la Q de Tobin. Las variables de control son crecimiento en ventas y tamaño de la empresa. Los resultados concluyen que existe una relación negativa entre las diferentes medidas de apalancamiento y las diferentes medidas de desempeño.

Investigaciones que encuentran una relación positiva
entre palanca financiera y valor de la empresa en el mercado

En su extraordinaria revisión de la literatura sobre la teoría de la estructura de capital, Harris y Raviv (1991) mencionan varios estudios que encuentran una relación positiva entre palanca financiera y valor de la empresa (por ejemplo, Modigliani y Miller, 1963; Ross, 1977; Lelan y Pyle, 1977; Heinkel, 1982; Blazenko, 1987; John, 1987 y Poitevin, 1989). En esta sección se revisan algunas investigaciones seleccionadas que encuentran el mismo tipo de relación en países emergentes.

La primera de ellas es la de Sarma y Rao (1969), quienes prueban el modelo de Modigliani y Miller (1958) en 30 empresas públicas de ingeniería en la India. Utilizan la metodología de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS), y su muestra incluye los años 1962, 1964 y 1965. La variable dependiente se define como el valor de la empresa dividido entre los activos, y la palanca financiera (deuda / activos) es la principal variable explicativa. Estos autores encuentran que el coeficiente de la palanca es significativamente mayor que la tasa de impuestos corporativa durante los tres años del estudio. La interpretación de estos resultados sugiere que la deuda ofrece beneficios adicionales a la ventaja fiscal, por lo que concluyen que la deuda también genera beneficios no fiscales.

El trabajo de Javeed *et al.* (2014) analiza tres relaciones importantes: a) la relación entre estructura de capital y valor de la empresa; b) la relación entre las medidas de gobierno corporativo y el valor de la empresa; y, c) la relación en-

tre estructura de capital y gobierno corporativo. La investigación se desarrolla con la información de 155 empresas públicas no financieras de Pakistán, durante el periodo de 2008-2013. La metodología utilizada para explicar las relaciones mencionadas es la de datos en panel con efectos fijos. La Q de Tobin se utiliza para medir el valor de la empresa, como variable dependiente. Las variables explicativas son la razón de endeudamiento, como medida de estructura de capital y varias medidas de gobierno corporativo (tamaño del consejo de administración, independencia del consejo, y concentración de la propiedad accionaria, entre otras). Los resultados concluyen que la estructura de capital afecta de manera positiva el valor de mercado de las empresas. En cuanto a las variables de gobierno corporativo, solo la independencia del consejo y la concentración de la propiedad muestran tener una relación positiva con el valor de la empresa. Otro hallazgo importante de esta investigación es que la estructura de capital no tiene una relación estadísticamente significativa con los diferentes indicadores de gobierno corporativo.

Un último ejemplo de investigación que encuentra una relación positiva entre palanca financiera y valor de la empresa en mercados emergentes es la de Mansourlakoraj y Sepasi (2015). Estos autores conducen un estudio para investigar el impacto de la estructura de capital y los flujos libres de efectivo sobre el valor de 80 empresas públicas en Irán, durante el periodo 2009-2013. Los autores aplican la metodología de datos en panel utilizando la razón de Tobin Q como medida de valor de las empresas, y la razón de endeudamiento y los flujos libres de efectivo como variables explicativas. La variable de control es el tamaño de la empresa, y todas las variables se miden en logaritmos naturales. La evidencia empírica de esta investigación concluye que, tanto la estructura de capital como los flujos libres de efectivo, tienen una asociación positiva con el valor de las empresas públicas en Irán.

Estudios con relaciones mixtas entre palanca financiera y valor de la empresa

La explicación de porqué es posible encontrar resultados mixtos en la relación entre palanca financiera y valor de mercado de las empresas incluye las siguientes posibilidades: a) el uso de diferentes medidas de apalancamiento y/o valor de la empresa; b) diferentes características de las compañías (tamaño, rentabilidad, oportunidades de crecimiento, etc.); c) la utilización de diferentes metodologías econométricas; d) la existencia de una relación no-monotónica entre

deuda y valor. En esta sección se presentan algunos estudios que son representativos de las primeras tres razones. En la última sección se presentan las investigaciones que han encontrado uno o varios puntos de inflexión en la relación palanca y valor de la empresa.

La literatura de los países desarrollados incluye trabajos como el de Stulz (1990), quien propone que el uso del apalancamiento financiero puede tener ambos efectos, positivo y negativo, sobre la valuación de mercado de las empresas, aun en ausencia de impuestos corporativos y costos de bancarrota. El razonamiento es que la deuda puede, al mismo tiempo, aliviar el problema de sobreinversión, y agravar el problema de subinversión. Stulz (1990) considera que el problema de sobreinversión proviene del hecho de que los administradores obtienen utilidad al manejar empresas grandes, por lo que tienen incentivos para llevar a cabo proyectos aunque estos tengan valor presente neto negativo. De esta manera, al emitir deuda se disminuye el problema de sobreinversión, ya que los administradores tendrán menos recursos disponibles para ser usados de forma ineficiente (Jensen, 1986). A su vez, si el uso de la deuda es excesivo, los recursos financieros disponibles después de cubrir el servicio de la deuda serán insuficientes para invertir, por lo que los administradores se verán forzados a no invertir en proyectos con valor presente positivo (Myers, 1977). McConnell y Servaes (1995) prueban empíricamente el modelo teórico de Stulz, y encuentran resultados mixtos en la relación entre apalancamiento y valor de las empresas. Utilizan regresiones en tres diferentes muestras de compañías listadas en el mercado accionario de Nueva York durante 1976, 1986 y 1988, y encuentran resultados consistentes con las teorías desarrolladas por Myers (1977), Jensen (1986) y Stulz (1990). Concluyen que el uso de la deuda tiene un efecto positivo en el valor de aquellas empresas que tienen bajas oportunidades de crecimiento, y una relación negativa para compañías que tienen altas oportunidades de crecimiento.

En la misma línea, un primer ejemplo de trabajos en mercados emergentes es el de Iturriaga y Crisostomo (2010), quienes estudian el efecto del apalancamiento, dividendos y concentración de propiedad sobre el valor de la empresa bajo la presencia o ausencia de oportunidades de crecimiento para 213 empresas públicas brasileñas durante 1995-2004. Los autores utilizan datos en panel y el método generalizado de momentos (GMM), con el fin de tomar en cuenta la posibilidad de que existan problemas de endogeneidad. La variable dependiente se mide como la razón de valor de mercado/valor en libros de activos. Las principales variables explicativas son la palanca financiera (deuda/activos), dividendos (dividendos/capital) y diferentes medidas de concentración acciona-

ria. El tamaño de la empresa (logaritmo de activos) y la rentabilidad (ROA) son las variables control. Los autores dividen la muestra en dos: empresas con altas y bajas oportunidades de crecimiento, con base en la razón de valor de mercado a valor en libros ajustada por sector. La evidencia encontrada sugiere que el uso de la deuda tiene una función dual: afecta negativamente el valor de las empresas con altas oportunidades de crecimiento (en línea con la teoría de subinversión) y, al mismo tiempo, impacta de manera positiva a las empresas que no cuentan con proyectos de inversión atractivos (en concordancia con la teoría de la sobreinversión).

Con el fin de entender la influencia de la estructura de capital sobre el desempeño empresarial Hasan *et al.* (2014) analizaron a 36 empresas públicas de Bangladesh durante el periodo 2007-2012. Los autores utilizaron cuatro diferentes indicadores de desempeño financiero en las empresas que fue su variable dependiente: utilidades por acción (EPS), rendimiento sobre el capital (ROE), rendimiento sobre activos (ROA) y la razón de Q. Tobin. De la misma manera, la principal variable explicativa que era la palanca financiera se midió de tres diferentes formas: la razón de endeudamiento (deuda/activos), deuda a largo plazo/activos y deuda a corto plazo/activos. El tamaño de la empresa fue utilizado como variable control. Al correr regresiones en datos panel con estas variables los autores encontraron resultados mixtos en la relación deuda-desempeño: las utilidades por acción guardan una relación positiva con la deuda a corto plazo pero negativa con la deuda a largo plazo. El rendimiento sobre activos está relacionado negativamente con las tres medidas de estructura de capital mientras que el rendimiento sobre el capital contable y la razón de Tobin Q resultaron con una asociación estadísticamente no significativa con las medidas de apalancamiento.

Un segundo ejemplo de la relación estudiada en mercados emergentes es el artículo de Zeitun y Tian (2014), quienes examinan el efecto de las decisiones de estructura de capital sobre el desempeño corporativo y para ello utilizan un panel formado por 167 empresas públicas de Jordania, en el periodo de 1989-2003. Las medidas contables de desempeño son el rendimiento sobre activos (ROA), el rendimiento sobre el capital (ROE) y las utilidades antes de intereses e impuestos (EBIT) más la depreciación dividida entre activos; y, las medidas de mercado para el desempeño empresarial, son la razón de precio a utilidad, la razón de valor de mercado a valor en libros del capital, y la razón de Tobin Q. De la misma manera, la variable explicativa central, el apalancamiento financiero, fue medida con diferentes indicadores (deuda a activos, deuda a corto plazo a activos, deuda a largo plazo a activos, deuda a capital y deuda a total de capital invertido). Los autores utilizaron un conjunto de variables de control entre las que se

incluyen el tamaño de la empresa (log de activos), el riesgo (desviación estándar de los flujos), los impuestos, la tangibilidad, y variables *dummy* para controlar por industria y por períodos. Los hallazgos de esta investigación sugieren que la estructura de capital tiene efectos negativos significativos sobre las diferentes medidas de desempeño. La única medida de endeudamiento que presenta una relación positiva con el valor de mercado de las empresas (Q de Tobin) es la de deuda a corto plazo/activos. Esta última conclusión apoya la teoría propuesta por Myers (1977), en el sentido de que las compañías con altos niveles de deuda a corto plazo muestran una tasa de crecimiento mayor, al tiempo que alto desempeño.

Investigaciones con uno o varios puntos de inflexión en la relación deuda y valor

Algunos de los trabajos que encuentran una relación no lineal entre palanca y valor de mercado de las empresas en países emergentes son los de Nieh *et al.* (2008); Lin y Chang (2011) y Halim Ahmad *et al.* (2013). Los tres utilizan la misma metodología econométrica que consiste en una estimación de regresiones avanzada con puntos de inflexión, y que desarrolla Hansen (1999), la cual tiene la ventaja de poder identificar el valor del punto de inflexión de la deuda, sin tener que dividir la muestra.

Nieh *et al.* (2008) utilizan datos panel balanceados para 143 compañías públicas del sector electrónico de Taiwan, durante 1999-2004, y encuentra resultados consistentes con la teoría del costo de oportunidad o *trade-off*. Con ayuda del modelo de Hansen (1999), estos autores determinaron que el punto óptimo de la razón de endeudamiento para firmas del ramo electrónico en Taiwán debe estar entre 12.37% y 28.70%. Cuando la razón de endeudamiento está por encima del 51.57% aumentan los conflictos entre acreedores y accionistas, lo que incrementa los costos de agencia y se eliminan los beneficios fiscales de la deuda, se provoca estrés financiero y se deteriora el valor de mercado de las empresas.

Con un panel de 198 compañías que incluye 18 industrias de Taiwan, Lin y Chang (2011) también utilizan la metodología de Hansen (1999) para probar la existencia de una relación no lineal y asimétrica entre el nivel de apalancamiento y el valor de mercado de las compañías. El periodo cubierto fue de 1993-2005, y la variable dependiente, el valor de la empresa, se mide con la Q de Tobin. La variable de inflexión es el apalancamiento que se mide con la razón de endeudamiento, deuda/activos. El tamaño de la empresa, crecimiento, edad y riesgo,

entre otras, son utilizadas como variables de control. Se encuentran dos puntos de inflexión de la palanca financiera, 9.86% y 33.33%. Cuando la razón de endeudamiento es menor a 9.86%, por cada 1% de incremento en la palanca el valor se incrementa el 0.0546%. Cuando la palanca está entre 9.86% y 33.33% ese incremento en el valor se reduce a 0.0057%. Sin embargo, cuando la palanca financiera es mayor a 33.33% el valor de la empresa deja de crecer. Esta evidencia empírica sugiere la existencia de una estructura financiera óptima, hallazgo que soporta la teoría de *trade-off*.

Por último, en el estudio de Halim Ahmad *et al.* (2013), se analizan 467 empresas públicas no financieras de Malasia durante el periodo 2005-2008. Se corren regresiones en el modelo de puntos de inflexión de Hansen (1999) con el rendimiento sobre capital contable (ROE) como medida de valor de la empresa y dos conjuntos de variables independientes, la variable de inflexión, la palanca financiera medida con la razón de activos totales a pasivos totales, así como las variables control crecimiento en ventas a utilidades, incremento anual de activos y la razón de valor de mercado a valor en libros del capital. La evidencia arrojada por esta investigación indica que el uso de la deuda tiene un efecto positivo sobre el valor hasta el punto en el cual la razón de endeudamiento llega a 64.33%. Después de ese punto, los costos exceden los beneficios de la deuda, y las compañías se enfrentan a situaciones de estrés financiero, lo que ocasiona una disminución de su valor de mercado.

Con base en esta revisión de la literatura, y de acuerdo con Aggarwal y Zhao (2007), se puede concluir que la utilización de la deuda como fuente de financiamiento puede incrementar el valor de las compañías porque trae beneficios fiscales, y ayuda a mitigar los problemas de sobreinversión. Sin embargo, el uso de la deuda puede también reducir el valor de las empresas debido a los costos de bancarrota cuando aquella alcanza un nivel muy alto, y a que empeora el problema de subinversión en las compañías. El propósito de esta investigación es, precisamente, determinar cuál de estos posibles efectos prevalece entre las empresas públicas de América Latina.

Datos, metodología, modelo y resultados

Este estudio concentra su atención en el estudio de la relación entre el uso de la deuda y la valoración de mercado de las empresas latinoamericanas de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Las observaciones de la muestra tienen una periodicidad anual y abarcan el periodo que va desde 2004 hasta 2014, y fue-

ron obtenidos de la base de datos Capital IQ. En total, 1 034 empresas públicas, que cotizan en los principales mercados bursátiles de los países mencionados, fueron obtenidas en una primera búsqueda y, en consonancia con otros estudios sobre estructura de capital, aquellas empresas de carácter financiero fueron excluidas debido a que sus normas de contabilidad y la presentación de sus estados financieros son significativamente diferentes al resto de las industrias, y debido a que su estructura de capital es a menudo determinada por las normas regulatorias aplicables al sector. La muestra restante, después de excluir a las empresas del sector financiero, incluye 650 empresas públicas; sin embargo, fue necesaria una reducción adicional para preservar solamente aquellas empresas que reportaron información sobre una base anual durante todo el periodo analizado (2004 a 2014). Una vez realizados los ajustes, la muestra reduce su tamaño a solamente 473 empresas.

No obstante, algunos ajustes adicionales a la muestra son necesarios. De acuerdo con Frank y Goyal (2009) y Bena y Ondko (2012), las observaciones atípicas (*outliers*) deben eliminarse de la muestra con la intención de reducir el ruido y seguir un enfoque conservador; por ejemplo, se eliminan aquellas empresas con razones de apalancamiento y liquidez muy alejadas de la media. También, y de conformidad con lo propuesto por Fosu *et al.* (2016), aquellas empresas con capital negativo se eliminan de la muestra. Después de estos nuevos ajustes, la muestra definitiva incluye información financiera y de mercado para 430 empresas públicas de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. El cuadro 1 muestra su composición por país, así como los ajustes realizados, de acuerdo con la narrativa anterior.

Cuadro 1: Composición de la muestra de empresas públicas latinoamericanas

| Mercado bursátil: | País: | Argentina | Brasil | Chile | Colombia | México | Perú | TOTAL |
|---|-------|-----------|--------|-------|----------|--------|-------|-------|
| | BASE | BOVESPA | SNSE | BVC | BMV | BVL | | |
| Compañías públicas | 64 | 396 | 282 | 50 | 149 | 93 | 1,034 | |
| Compañías financieras | 9 | 140 | 139 | 16 | 61 | 19 | 384 | |
| Compañías con información incompleta | 12 | 77 | 39 | 17 | 19 | 13 | 177 | |
| Compañías con capital negativo | 3 | 34 | 5 | 0 | 1 | 0 | 43 | |
| Número total de compañías en la muestra | 40 | 145 | 99 | 17 | 68 | 61 | 430 | |

Fuente: datos recuperados de Bloomberg y de Capital IQ.

El principal objetivo de este estudio consiste en la cuantificación del impacto de un conjunto de variables explicativas,¹ identificadas a partir de una revisión amplia y detallada de la literatura sobre la relación entre los niveles de apalanca-

¹ Medidas en logaritmos y rezagadas un periodo.

miento de las empresas y su valor de mercado. El análisis abarca el contexto de la crisis financiera global que tuvo lugar entre los años 2008 y 2009 para asegurar que es posible contrastar los resultados de las estimaciones a lo largo de tres subperiodos: precrisis, crisis y postcrisis, con los resultados de otros estudios.

Para estudiar el fenómeno de interés desde un punto de vista econométrico se utilizan dos enfoques: el análisis de datos en panel y el método generalizado de momentos (GMM). En el primero se corren regresiones con efectos fijos (EF), efectos aleatorios (EA) y mínimos cuadrados ordinarios (MCO), con el fin de verificar cuál de las tres variantes resulta más consistente dadas las características de la muestra bajo estudio. El segundo se utiliza como una técnica de confirmación, para garantizar que los resultados son suficientemente robustos y, particularmente, que no existen problemas de endogeneidad en la muestra utilizada.

Las variables independientes están rezagadas un periodo para evitar el problema de doble causalidad y endogeneidad entre apalancamiento y valor de la empresa. De igual forma, las variables independientes se incluyen en el modelo en forma cuadrática con el fin de capturar posibles relaciones no lineales. El modelo econométrico se muestra a continuación:

$$V_{it} = \alpha + \beta_1 PAL(-1) + \beta_2 TAM(-1) + \beta_3 LIQUID(-1) + \beta_4 TANG(-1) + \beta_5 PAL + \beta_6 TAM + \beta_7 LIQUID(-1)^2 + \beta_8 TANG(-1)^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde:

- V_{it} : valor de la firma i en el periodo t , medida con el log de Tobin Q
- α =intercepto del coeficiente variante de la firma
- $PAL(-1)$: apalancamiento rezagado, medido con log de Deuda/Activos
- $TAM(-1)$: tamaño de la firma rezagado, medido con el log de Activos
- $LIQUID(-1)$: liquidez rezagada, medida con el log de la razón circulante
- $TANG(-1)$: tangibilidad rezagada, medida con el log Activos fijos netos/Activos
- $PAL(-1)^2$: apalancamiento rezagado al cuadrado
- $TAM(-1)^2$: tamaño de la empresa rezagado al cuadrado
- $LIQUID(-1)^2$: liquidez rezagada al cuadrado
- $TANG(-1)^2$: tangibilidad rezagada al cuadrado
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8$ = coeficientes angulares estimados
- ε_{it} = residual

Con $i = 1, \dots, N$, el número de compañías $t = 1, \dots, T$, el número de años, y ε_{it} el término de error distribuido normalmente, con media cero y varian-za constante:

$$\varepsilon_{it} \cong iid N(0, \sigma^2 \varepsilon).$$

$$Q \text{ de Tobin} = \frac{\text{Valor de mercado del capital} + \text{Valor en libros de la deuda}}{\text{Valor en libros de los activos}} \quad (2)$$

La variable explicativa principal en el modelo es el apalancamiento financie-ro, el cual se mide mediante el coeficiente de deuda:

$$\text{Coeficiente de la deuda} = \text{Deuda} / \text{Activo total} \quad (3)$$

La primera variable de control es el tamaño de la empresa, el cual se mide con el logaritmo del valor de los activos totales. La literatura reporta resultados mixtos con respecto a la relación entre esta variable y el valor de la empresa. Se-gún algunos autores, existe una relación positiva como resultado de las econo-mías de escala que disfrutaban las grandes empresas (Ahmed y Wang, 2013; Zeitun y Tian, 2007). De acuerdo con algunos otros, las grandes empresas disfrutaban de mayor reputación, tienen menor riesgo de quiebra, están en posibilidad de re-ducir los costos de información y enfrentan menores problemas de asimetría de información; por lo tanto, es de esperar que la relación entre tamaño y valor de mercado (Q de Tobin) sea positiva (Chen y Chen, 2011).

Alternativamente, el tamaño puede también tener una influencia negativa sobre el valor de la empresa debido a las ineficiencias resultantes, también co-nocido como diseconomías de escala (Shahzad *et al.*, 2015; Kouki y Said, 2011; Wipfern, 1966; Chaudhry y Sam, 2014).

Varios estudios han encontrado que la complejidad creciente de una organi-zación a medida que crecen sus activos, es una de las principales razones por las cuales el tamaño puede tener un efecto negativo sobre su rentabilidad ((Miller y Friesen, 1983; Fredrickson e Iaquinto, 1989); Audia, Locke y Smith, 2000). En las grandes empresas se generan mayores exigencias sobre los sistemas administra-tivos, y es complicado mantener la creatividad, la innovación y el espíritu empre-sarial necesarios esenciales para la competencia (Vithessonthi y Tongurai, 2015). De la misma manera, Rajan y Zingales (1995) y Jensen (1986) argumentan que las grandes empresas son menos eficientes y se enfrentan a mayores problemas de “atrincheramiento de la administración”.

La segunda variable de control es la liquidez, la cual se expresa como la razón circulante de la empresa:

$$\text{Liquidez} = \text{activo circulante} / \text{pasivo circulante} \quad (4)$$

Como en el caso de la variable tamaño, se han encontrado resultados mixtos en la relación de la liquidez con el valor de la empresa. Por ejemplo, de acuerdo con la teoría de sobreinversión (*over-investment theory*), los excedentes de liquidez pueden exacerbar los problemas de agencia en la empresa debido a que los administradores tienen un incentivo para aumentar las inversiones más allá de su nivel óptimo, pues existe una relación positiva entre los activos administrados y los salarios que perciben; por lo tanto, emprenderán proyectos con valor presente neto negativo y el resultado será una relación negativa entre liquidez y valor de la empresa.

En contraste, algunos estudios han sugerido que la disponibilidad de flujo de efectivo libre, o de un nivel elevado de liquidez tiene efectos positivos sobre el valor de la empresa. Lin y Chang (2011) encontraron evidencias que sugieren un impacto positivo de la liquidez sobre la Q de Tobin, utilizada como variable proxy para el valor de la empresa.

El modelo estático de costo de oportunidad (*trade-off*) de los activos líquidos, propuesto por Miller y Orr (1966), sugiere que las empresas equilibran el costo marginal de mantener efectivo (costo de oportunidad de mantener dinero que no genera rendimientos) contra los beneficios de mantener el efectivo (protección contra la escasez de efectivo). De acuerdo con ese razonamiento, el nivel óptimo de liquidez se alcanza en el momento en que los costos marginales y los beneficios marginales de mantener efectivo se igualan.

En el caso de los mercados emergentes, las tasas de interés tienden a ser más elevadas que en las economías desarrolladas y, por lo tanto, el costo de mantener efectivo es mayor. La existencia de un nivel óptimo de efectivo implica que la política de efectivo de una empresa puede influir en el valor de la empresa. Esta relación no lineal entre la liquidez y el valor de la empresa se confirmó con pruebas empíricas en el caso de las empresas brasileñas por Loncan y Caldeira (2014).

La tercera y última variable de control en el modelo es la Tangibilidad. De manera semejante a lo reportado en otros muchos estudios, ésta se mide como:

$$\text{Tangibilidad} = \text{activos fijos netos} / \text{activos totales} \quad (5)$$

El efecto de la tangibilidad sobre los resultados de las empresas se reconoce, hasta ahora, como ambiguo. Titman y Wessels (1988) proponen que los acti-

vos intangibles pueden utilizarse como una medición aproximada (proxy) de las oportunidades de crecimiento en la empresa y, por lo tanto, están asociadas con aumentos en los beneficios y el valor de la misma. De la misma manera, Konijn *et al.* (2011) proponen que las empresas con alta tangibilidad en sus activos tienen una menor proporción de activos intangibles (“buena voluntad” – *goodwill* – y capital humano, entre otros), lo cual resulta en una influencia negativa sobre la Q de Tobin. Por otro lado, la evidencia empírica encontrada en muchos otros estudios sugiere una relación positiva entre la tangibilidad y el valor de la empresa. Así, por ejemplo, Rajhans (2013) encontró que la tangibilidad mejora la posición de solvencia de la empresa al ofrecer una mayor protección (colateral) a sus acreedores y accionistas. Es decir, una empresa tendrá menores costos de estrés financiero si mantiene grandes inversiones en activos tangibles en comparación con aquellas que dependen principalmente de activos intangibles. Rajan y Zingales (1995), por su parte, afirman que una mayor proporción de activos tangibles en la empresa reduce los costos de agencia de la deuda, al proporcionar mayor seguridad en su valor. O bien, Kuoki y Said (2011), quienes afirman que las empresas con menos activos tangibles están más expuestas a los problemas de información asimétrica que las empresas con más activos tangibles.

Los resultados mixtos reportados por Akintoye (2009) en la relación entre tangibilidad y valor de la empresa sugieren que su signo positivo o negativo depende del tipo de empresa, manufacturera o de servicio. Para el primer caso, en tanto mayor es la proporción de tangibles en la empresa, mayor es su capacidad productiva y mayor la posibilidad de generar ventas. Por lo tanto, en el caso de las empresas manufactureras, se espera una relación positiva entre la tangibilidad de activos y el desempeño financiero. Sin embargo, en el caso de las empresas de servicios o de comercio minorista, pueden requerirse más activos circulantes para sus operaciones normales (básicamente los inventarios y las cuentas por cobrar). Puesto que, en el caso de estas empresas, la inversión se concentra principalmente en activos intangibles, es de esperar una relación negativa entre los activos tangibles y el valor de la empresa.

Análisis de las submuestras por periodos

Se dispone de una abundante evidencia empírica, acumulada a lo largo de los últimos 60 años, que confirma que las decisiones de estructura de capital distan de ser irrelevantes para el valor de mercado de las empresas. Por el contrario, y con base en los resultados de numerosas investigaciones, puede concluirse que

el efecto de la palanca financiera sobre el valor de la empresa puede ser tanto positivo como negativo o, incluso, neutro, en función de las condiciones particulares del entorno específico de la empresa, las características de las industrias, o las particularidades del mercado de que se trate y, por lo tanto, la pregunta que espera una respuesta se centra en cuáles son las condiciones que determinan la dirección y magnitud de dicha sensibilidad.

Este trabajo explora el caso de circunstancias extraordinarias que, podría anticiparse, influyen en la sensibilidad del valor de mercado de la empresa pública con respecto a la palanca financiera. Estudia el comportamiento del valor de mercado de una muestra de empresas públicas de seis países latinoamericanos durante el periodo previo a la gran crisis financiera global, durante la misma, y durante el periodo posterior; a saber: antes de la crisis de 2004-2006, durante la crisis de 2007-2009 y posterior a la crisis de 2010 a 2014.

El objetivo principal consiste en contrastar la magnitud y signo de los estimadores de los coeficientes de las variables explicativas (palanca, tamaño, liquidez y tangibilidad) de la regresión en panel del modelo propuesto en (1), con respecto a los estimadores del mismo modelo en los subperiodos indicados en el párrafo anterior, ya que es de esperar cambios importantes en la sensibilidad del valor de mercado de las empresas a la palanca financiera como consecuencia de la intensa volatilidad que prevaleció en los mercados durante la crisis.

El cuadro 2 reporta los estadísticos descriptivos de las variables para cada uno de los tres subperiodos de interés y para el periodo completo.

Cuadro 2. Estadísticos descriptivos de las variables para el periodo completo y por subperiodos

| a) Periodo completo | | | | | |
|----------------------------|--------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|
| | Valor | Palanca | Tamaño | Liquidez | Tangib. |
| Media | 1.152 | 0.220 | 2.759 | 1.684 | 0.405 |
| Mediana | 0.962 | 0.231 | 2.754 | 1.504 | 0.405 |
| Máximo | 3.972 | 0.528 | 5.514 | 5.171 | 0.996 |
| Mínimo | 0.116 | 0.000 | -3.367 | 0.000 | 0.000 |
| Desv. est. | 0.673 | 0.140 | 0.814 | 0.896 | 0.247 |
| Sesgo | 1.575 | 0.039 | -0.089 | 1.182 | 0.084 |
| Kurtosis | 5.640 | 2.073 | 3.594 | 4.629 | 2.149 |
| Jarque-Bera | 5448.440 | 1038.451 | 13051.730 | 7966.103 | 1917.129 |
| Probabilidad | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Observaciones | 4730 | 4730 | 4730 | 4730 | 4730 |

(continuación)

| b) Precrisis | | | | | | |
|----------------------|--------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|--|
| | Valor | Palanca | Tamaño | Liquidez | Tangib. | |
| Media | 1.347 | 0.216 | 2.547 | 1.677 | 0.442 | |
| Mediana | 1.105 | 0.223 | 2.551 | 1.512 | 0.440 | |
| Máximo | 3.972 | 0.527 | 4.994 | 5.075 | 0.990 | |
| Mínimo | 0.127 | 0.000 | -3.367 | 0.000 | 0.000 | |
| Desv. est. | 0.789 | 0.142 | 0.817 | 0.909 | 0.245 | |
| Sesgo | 1.229 | 0.068 | -0.342 | 1.061 | 0.016 | |
| Kurtosis | 3.930 | 2.018 | 4.879 | 4.325 | 2.168 | |
| Jarque-Bera | 371.331 | 52.796 | 214.874 | 336.398 | 37275 | |
| Probabilidad | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | |
| Observaciones | 1290 | 1290 | 1290 | 1290 | 1290 | |
| c) Crisis | | | | | | |
| | Valor | Palanca | Tamaño | Liquidez | Tangib. | |
| Media | 1.173 | 0.217 | 2.753 | 1.693 | 0.412 | |
| Mediana | 0.971 | 0.231 | 2.761 | 1.518 | 0.420 | |
| Máximo | 3.960 | 0.528 | 5.303 | 5.153 | 0.996 | |
| Mínimo | 0.173 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | |
| Desv. est. | 0.687 | 0.136 | 0.791 | 0.904 | 0.240 | |
| Sesgo | 1.470 | 0.010 | -0.014 | 1.182 | 0.030 | |
| Kurtosis | 5.209 | 2.111 | 2.962 | 4.631 | 2.198 | |
| Jarque-Bera | 727033 | 42.525 | 0.123 | 443.426 | 34.752 | |
| Probabilidad | 0.000 | 0.000 | 0.941 | 0.000 | 0.000 | |
| Observaciones | 1290 | 1290 | 1290 | 1290 | 1290 | |
| d) Poscrisis | | | | | | |
| | Valor | Palanca | Tamaño | Liquidez | Tangib. | |
| Media | 1.022 | 0.224 | 2.891 | 1.683 | 0.379 | |
| Mediana | 0.886 | 0.235 | 2.883 | 1.497 | 0.367 | |
| Máximo | 3.967 | 0.528 | 5.514 | 5.171 | 0.996 | |
| Mínimo | 0.116 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | |
| Desv. est. | 0.548 | 0.142 | 0.799 | 0.885 | 0.249 | |
| Sesgo | 1.741 | 0.033 | 0.048 | 1.261 | 0.167 | |
| Kurtosis | 7.334 | 2.080 | 2.926 | 4.822 | 2.130 | |
| Jarque-Bera | 2769.052 | 76.271 | 1.311 | 866.981 | 77803 | |
| Probabilidad | 0.000 | 0.000 | 0.519 | 0.000 | 0.000 | |
| Observaciones | 2150 | 2150 | 2150 | 2150 | 2150 | |

Fuente: estados financieros de las empresas recuperados de Capital IQ; precios accionarios obtenidos de Bloomberg.

Nota: Valor: Valor de la empresa en el tiempo t , medido con la Q de Tobin = (valor de mercado del capital + valor en libros de la deuda) / Valor en libros de los activos. Palanca: Coeficiente de endeudamiento = Deuda / Activo Total. Tamaño: medido con Log (activos). Liquidez: medida con la razón circulante = Activo Circulante / Pasivo Circulante. Tangib: se refiere a la tangibilidad de los activos, medida con: Activos Fijos Netos / Activo Total.

Un requisito para asegurar que los resultados de las regresiones no son espurios es probar que las variables utilizadas son estacionarias. De manera que, tanto la variable dependiente (valor de la empresa) como las variables explicativas (palanca, tamaño, liquidez y tangibilidad) son probadas con las pruebas de estacionariedad *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) y *Phillips-Perron* (PP). Adicionalmente, para garantizar que no se presentan problemas de raíz unitaria en el panel, se aplica la prueba de cointegración residual de Kao. Esta prueba se utiliza para confirmar si los datos de panel están cointegrados, en cuyo caso, las estimaciones de las relaciones entre las variables no son espurias. La hipótesis nula en esta prueba es que no existe cointegración, la cual se rechaza con una probabilidad menor al 1%. Dados los resultados en estas tres pruebas, se elimina el riesgo de resultados inconsistentes.

Los resultados de las regresiones en panel para el periodo muestral completo y para los tres subperiodos mencionados se reportan en el cuadro 3. Para determinar cuál, entre las modalidades de efectos fijos, efectos aleatorios y mínimos cuadrados ordinarios es más consistente con los datos, se utilizan las pruebas de efectos fijos redundantes y de Hausman. Los resultados de la primera prueba rechazan que sea correcto utilizar una regresión MCO (en “*pool*”), y la segunda rechaza que sea preferible una regresión en panel con efectos aleatorios. Por lo tanto, en los cuatro casos se reportan los resultados de las regresiones en panel con efectos fijos (EF). En la primera columna se reportan los resultados para el periodo completo de la muestra; en la segunda, para el periodo precrisis; en seguida, para el periodo de la crisis y, finalmente, para el de periodo de la postcrisis.

Cuadro 3: Regresiones en panel, para el periodo 2004-2014 y por subperiodos

| Periodos | Periodo completo (2004-2014) | Precrisis (2004-2006) | Crisis (2007-2009) | Poscrisis (2010-2014) |
|---------------------------|------------------------------|----------------------------|---------------------------|----------------------------|
| Modelo más robusto | EF | EF | EF | EF |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Palanca(-1) | 0.074218 (5.834336)*** | 0.025391 (0.622135) | -0.010527 (-0.321351) | 0.027649 (2.393708)** |
| Tamaño(-1) | -0.284771 (-9.304997)*** | -0.191072 (-1.173513) | 0.216788 (-1.060093) | -0.25624 (-3.42032)*** |
| Liquidez(-1) | -0.090013 (-8.180895)*** | -0.00000935 (-0.000286) | 0.091734 (3.047937)*** | -0.026817 (-2.045102)** |
| Tangibilidad(-1) | -0.047987 | 0.07113 | 0.120196 | -0.040187 |

(continuación)

| Periodos | Periodo completo (2004-2014) | Precrisis (2004-2006) | Crisis (2007-2009) | Poscrisis (2010-2014) |
|---------------------------|------------------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
| | (-3.645480)*** | (0.956845) | (1.352566) | (-1.717602)* |
| Palanca(-1)^2 | 0.014142 | 0.010518 | 0.003436 | 0.00426 |
| | (4.174617)*** | (0.966238) | (0.556677) | (2.154361)** |
| Tamaño(-1)^2 | 0.009011 | 0.0113 | -0.013821 | 0.023539 |
| | (1.746932)*** | (0.363478) | (-0.416761) | (1.929637)* |
| Liquidez(-1)^2 | -0.027955 | 0.038629 | 0.017017 | -0.03107 |
| | (-1.609478) | (1.152153) | (1.545599) | (-1.56163) |
| Tangibilidad(-1)^2 | -0.020217 | 0.01139 | 0.02955 | -0.021253 |
| | (-5.379055)*** | (0.510737) | (0.9674) | (-2.864376)*** |
| Constante | 0.794178 | 0.495239 | -0.457526 | 0.511249 |
| | (16.901114)*** | (2.298622)** | (-1.454741) | (4.393651)*** |

Fuente: regresiones en panel, con datos de Capital IQ y Bloomberg.

Nota: V_t : Valor de la empresa en el tiempo t (log de la Q de Tobin). Palanca (-1): Apalancamiento rezagado un periodo (razón de deuda a activos). Tamaño (-1): Tamaño de la empresa rezagado un periodo (log de activos). LIQUID (-1): Liquidez rezagada (razón de activo corriente a pasivo corriente) Tang (-1): Tangibilidad rezagada (razón de activos fijos netos a activos totales); palanca (-1)^2: Apalancamiento rezagado y elevado al cuadrado; Tamaño(-1)^2: Tamaño de la empresa rezagado y elevado al cuadrado. LIQUID (-1) ^2: Liquidez rezagada y elevada al cuadrado; TANG (-1) ^2: Tangibilidad rezagada y elevada al cuadrado. Precrisis: 2004-2006. Crisis: 2007-2009. Poscrisis: 2010-2014. Los efectos fijos, EF, es el modelo correcto en todas las muestras. *** = significativo al 1%; ** = significativo al nivel del 5% y * = significativo al nivel del 10%. Los números entre paréntesis son los valores t -asintóticos del coeficiente.

De acuerdo con los resultados obtenidos para el periodo completo, el signo de la relación entre el apalancamiento y el valor de la empresa es positivo y estadísticamente significativo. Si el apalancamiento financiero aumenta en un 1%, el valor de la empresa aumentará en 0.074%. Esta evidencia es consistente con numerosos trabajos sobre el tema (por ejemplo, Modigliani y Miller, 1963; 1966; Wipern, 1966; Sarma y Rao, 1969; Ross, 1977; Lelan y Pyle, 1977; Heinkel, 1982; Masulis, 1983; Blazenko, 1987; Poitevin, 1989; Ruland y Zhou, 2005; Chowdhury y Chowdhury, 2010; Olokoyo, 2013; Javeed *et al.*, 2014; Mansourlakoraj y Sepasi, 2015).

Para comprobar hasta qué punto los resultados son robustos con medidas alternativas de apalancamiento, adicionalmente a la razón deuda/activo total, se prueban dos medidas adicionales de apalancamiento financiero; a saber: a) deuda a largo plazo/activo total (utilizada en, por ejemplo, Ruland y Zhou, 2005;

Chowdhury y Chowdhury, 2010; Ahmed y Wang, 2013; Olokoyo, 2013; Hasan *et al.*, 2014; Kodongo, 2015; Loncan y Caldeira, 2014; Zeitun y Tian, 2014; Shahzad *et al.*, 2015; Tifow y Sayilir, 2015); b) deuda/capital (utilizada en, por ejemplo, Modigliani y Miller, 1958; Collins *et al.*, 2012; Kodongo, 2015; Loncan y Caldeira, 2014; Zeitun y Tian, 2014; Shahzad *et al.*, 2015; Priya *et al.*, 2015). Priya *et al.* (2015). Los resultados obtenidos con estas diferentes medidas de apalancamiento son completamente consistentes con los resultados antes reportados; es decir, existe una relación positiva y altamente significativa entre el uso de la deuda y la valuación de mercado de las empresas. Al mismo tiempo, todas las variables de control mantienen los mismos signos presentados en la primera columna del cuadro 3.

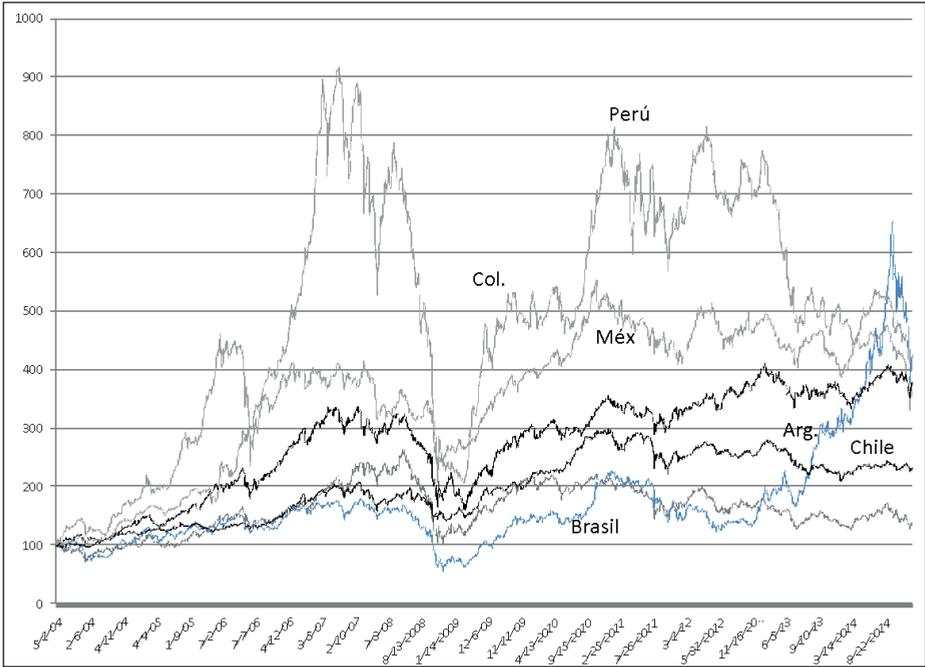
Los resultados en el cuadro 3 para el periodo completo también muestran que el signo del coeficiente del tamaño de la empresa es negativo y estadísticamente significativo, lo cual confirma que, a medida que aumenta de tamaño, la empresa va a experimentar ineficiencias (deseconomías de escala) y ello se reflejará en una disminución de su valor. Una relación similar entre el tamaño de la empresa y su valor de mercado es, también, un hecho consistente con la literatura (por ejemplo, Wipperfurth, 1966; Miller y Freisen, 1983; Berger y Udell, 1994; Fredrickson y Iaquinto, 1989; Audia *et al.*, 2000; Kuoki y Said, 2011; Chaudhry y Sam, 2014; Shahzad *et al.*, 2015; Vithessonti y Tongurai, 2015). Los resultados del periodo completo también sugieren que existe una relación negativa y estadísticamente significativa entre la liquidez y el valor de empresa que, de acuerdo con Loncan y Caldeira (2014) puede explicarse por el hecho de que las economías de América Latina se enfrentan a un mayor costo de mantener efectivo que en economías más avanzadas. Asimismo, el coeficiente de tangibilidad sugiere la existencia de una relación negativa y significativa entre esa variable y el valor de la empresa, lo cual está en línea con las conclusiones de Titman y Wessels (1988) y Konijn *et al.* (2011).

Las variables explicativas elevadas al cuadrado son estadísticamente significativas en todos los casos, excepto en el de la liquidez. Como se comentó anteriormente, las variables al cuadrado entran en el modelo con el propósito de detectar la presencia de efectos no lineales sobre el valor de la empresa y, al observar su elevada significancia, puede concluirse que existe evidencia suficiente de que el mecanismo de determinación del valor de las empresas no es solamente lineal, sino que existen relaciones no lineales.

Al analizar los resultados presentados en las columnas (2) (3) y (4) del cuadro 3 se observa, en primer lugar, que la relación positiva que existe entre la palanca financiera y el valor de la empresa para la muestra completa, pasa a ser no significativa en el subperiodo precrisis, e incluso negativa (aunque no estadísti-

camente significativa) durante el periodo de crisis. El sector real de la mayoría de los países de América Latina esquivó en su mayor parte los efectos negativos de la crisis financiera originada en Estados Unidos por las hipotecas de baja calidad, gracias, en primer lugar, a que los bancos y otras instituciones no invirtieron grandes cantidades en bonos colateralizados con hipotecas, a diferencia de lo sucedido en Japón y Europa Occidental, donde un gran número de empresas cayeron en bancarrota por las pérdidas generadas al colapsar el valor de los bonos. Asimismo, es de destacar la prudencia que prevaleció durante los años anteriores en la conducción macroeconómica de la mayoría de los países de la región. No obstante, los efectos sobre el tipo de cambio, las tasas de interés y la fuga de capitales en busca de seguridad, afectaron de forma importante a las bolsas de valores de la región alrededor de la segunda semana del mes de septiembre de 2008, cuando se declaró en bancarrota Lehman Brothers detonando un crack bursátil a escala global, tal como puede observarse notablemente para los países de América Latina en la gráfica 1.

Gráfica 1. Comportamiento de los principales índices bursátiles latinoamericanos durante el periodo 2004-2014. Base =100, enero de 2004



Fuente: Bloomberg.

De acuerdo con los resultados del análisis de panel, durante el periodo de crisis financiera, la sensibilidad en el valor de las compañías latinoamericanas respecto al nivel de palanca financiera cambia de signo para volverse negativa. Aunque la significancia del coeficiente es muy baja, se puede interpretar como una reacción natural de los inversionistas que, en un contexto de alta volatilidad y riesgo de mercado, discriminan a aquellas empresas cuya palanca financiera es elevada porque la probabilidad de que experimenten un episodio de estrés financiero es mayor.

De la misma manera, durante el periodo de la crisis, la relación entre el tamaño y el valor de la empresa cambia de negativo a positivo, aun cuando pierde su significación estadística. El que dicho coeficiente sea negativo y altamente significativo en el periodo completo y en el periodo de poscrisis, y solamente negativo en el periodo precrisis (sin significancia estadística), pero cambia de signo durante la crisis, se interpreta como una expresión de la percepción que tiene el inversionista promedio en el sentido de que las empresas de mayor tamaño, al contar con una base más grande de activos, tienen mejores posibilidades de superar la crisis, de manera que su precio responde positivamente, relativamente a su tamaño.

La relación negativa entre la liquidez y el valor de las empresas observada en la muestra completa y en los periodos previo y posterior a la crisis, pasa a ser positiva durante la crisis y es altamente significativa. Nuevamente, la interpretación económica que puede hacerse es que, desde el punto de vista del inversionista, una liquidez elevada representa un costo de oportunidad también elevado, ya que los recursos invertidos en activo circulante no generan valor, al menos en las empresas manufactureras. Sin embargo, durante el periodo de la crisis, el contar con mayor liquidez representa una mayor garantía de solvencia ante una eventual contracción del crédito o una caída de los ingresos operativos.

El signo del coeficiente de tangibilidad con respecto al valor de mercado pasa de negativo y altamente significativo durante el periodo de análisis completo, a positivo, aunque pierde significancia estadística, durante los periodos precrisis y crisis, para regresar a valores negativos durante el periodo posterior a la crisis, y recuperar parte de la significancia estadística perdida. Similar a lo que pasa con el tamaño de la empresa, la tangibilidad de los activos representa una mayor garantía para el inversionista. Por lo tanto, en tiempos de elevada turbulencia, prefiere invertir en empresas con más activos tangibles.

Del análisis de las distintas regresiones destaca que los cambios observados en los signos y significancia estadística de los coeficientes de la mayoría de las variables para el periodo completo, se ven perturbados por el fenómeno de la crisis, pero recuperan su signo y significancia estadística en el periodo poscrisis. Esta evidencia confirma de manera clara y categórica, que la crisis financiera

afectó la naturaleza de la relación entre palanca financiera y valor de la empresa. La evidencia es concluyente cuando se confirma que la perturbación observada durante la crisis (y en algunos casos, la precrisis) regresa a la “normalidad” en el periodo posterior a la misma.

Conclusión

Este capítulo aporta evidencia confirmatoria de la relación entre el nivel de palanca financiera y el valor de mercado de las empresas públicas en Latinoamérica y contribuye, de esa manera, a la discusión sobre si dicha influencia es positiva, negativa, o neutra, al proporcionar resultados positivos y altamente significativos para el coeficiente de la palanca financiera, en las estimaciones de panel que comprenden el periodo completo de análisis, de 2004 a 2014. Adicionalmente, se realiza una partición de la muestra en sub periodos, con la intención de rescatar el comportamiento del coeficiente de regresión tanto de la palanca financiera, como de las variables de control (tamaño, liquidez, tangibilidad de activos), y se confirma.

De los resultados de los distintos modelos de regresión en panel por subperiodo utilizados destaca que los cambios observados en los signos y significancia estadística de los coeficientes de la mayoría de las variables explicativas para el periodo completo, se ven perturbados por el fenómeno de la crisis, pero recuperan su signo y significancia estadística en el periodo poscrisis. En conclusión, es posible afirmar que la muestra de empresas latinoamericanas utilizadas observa un comportamiento consistente en cuanto al signo y significancia de la palanca financiera, con relación al valor.

Referencias

- AGGARWAL, R. y Zhao, X. (2007). The leverage-value relationship puzzle: An industry effects resolution. *Journal of Economics and Business*, 59(4): 286-297.
- AHMED Sheikh, N. y Wang, Z. (2013). The impact of capital structure on performance: An empirical study of non-financial listed firms in Pakistan. *International Journal of Commerce and Management*, 23(4): 354-368.
- AKINTOYE, I. R. (2009). Sensitivity of performance to capital structure. *Banking and Finance Letters*, 1(1): 29.
- AUDIA, P. G., Locke, E. A. y Smith, K. G. (2000). The paradox of success: An archival and a laboratory study of strategic persistence following radical environmental change. *Academy of Management Journal*, 43(5): 837-853.

- BENA, J. y Ondko, P. (2012). Financial development and the allocation of external finance. *Journal of Empirical Finance*, 19(1): 1-25.
- BERGER, P. G. y Ofek, E. (1995). Diversification's effect on firm value. *Journal of Financial Economics*, 37(1): 39-65.
- BLAZENKO, G. W. (1987). Managerial preference, asymmetric information, and financial structure. *The Journal of Finance*, 42(4): 839-862.
- COLLINS, O. S., Filibus, I. E., & Clement, A. A. (2012). Corporate capital structure and corporate market value: Empirical evidence from Nigeria. *International Journal of Economics and Finance*, 4(12): 193.
- CHAUDHRY, M. I. y Sam, A. G. (2014). The information content of accounting earnings, book values, losses and firm size *vis-à-vis* stocks: Empirical evidence from an emerging stock market. *Applied Financial Economics*, 24(23): 1515-1527.
- CHEN, L.-J. y Chen, S.-Y. (2011). The influence of profitability on firm value with capital structure as the mediator and firm size and industry as moderators. *Investment Management and Financial Innovations*, 8(3): 121-129.
- CHOWDHURY, A. y Chowdhury, S. P. (2010). Impact of capital structure on firm's value: Evidence from Bangladesh. *Business & Economic Horizons*, 3(3).
- FAMA, E. F. y French, K. R. (1998). Taxes, financing decisions, and firm value. *The Journal of Finance*, 53(3): 819-843.
- FOSU, S., Danso, A., Ahmad, W. y Coffie, W. (2016). Information asymmetry, leverage and firm value: Do crisis and growth matter? *International Review of Financial Analysis*, 46: 140-150.
- FRANK, M. Z. y Goyal, V. K. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 67(2): 217-248.
- (2009). Capital structure decisions: Which factors are reliably important? *Financial Management*, 38(1): 1-37.
- FREDRICKSON, J. W. e Iaquinto, A. L. (1989). Inertia and creeping rationality in strategic decision processes. *Academy of Management Journal*, 32(3): 516-542.
- GLEASON, K. C., Mathur, L. K. y Mathur, I. (2000). The interrelationship between culture, capital structure, and performance: Evidence from European retailers. *Journal of Business Research*, 50(2): 185-191.
- HALIM AHMAD, A. y Adiana Hiau Abdullah, N. (2013). Investigation of optimal capital structure in Malaysia: A panel threshold estimation. *Studies in Economics and Finance*, 30(2): 108-117.
- HANSEN, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2): 345-368.
- HARRIS, M. y Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. *The Journal of Finance*, 46(1): 297-355.
- HASAN, M. B., Ahsan, A. M., Rahaman, M. A. y Alam, M. N. (2014). Influence of capital structure on firm performance: Evidence from Bangladesh. *International Journal of Business and Management*, 9(5): 184.
- HEINKEL, R. (1982). A theory of capital structure relevance under imperfect information. *The Journal of Finance*, 37(5): 1141-1150.
- JAVEED, A., Hassan, M. y Azeem, M. (2014). Interrelationship among capital structure, corporate governance measures and firm value: Panel study from Pakistan. *Pakistan Journal of Commerce & Social Sciences*, 8(3): 572-589.
- JENSEN, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2): 323-329.

- JOHN, K. (1987). Risk-shifting incentives and signaling through corporate capital structure. *The Journal of Finance*, 42(3): 623-641.
- KHAN, A. G. (2012). The relationship of capital structure decisions with firm performance: A study of the engineering sector of Pakistan. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 2(1): 245.
- KODONGO, O., Mokoaleli-Mokoteli, T. y Maina, L. N. (2015). Capital structure, profitability and firm value: Panel evidence of listed firms in Kenya. *African Finance Journal*, 17(1): 1-20.
- KONIJN, S. J., Kräussl, R. y Lucas, A. (2011). Blockholder dispersion and firm value. *Journal of Corporate Finance*, 17(5): 1330-1339.
- KOUKI, M. y Said, H. B. (2011). Does management ownership explain the effect of leverage on firm value? An analysis of French listed firms. *Journal of Business Studies Quarterly*, 3(1): 169.
- LELAND, H. E. y Pyle, D. H. (1977). Information asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance*, 32(2): 371-388.
- LIN, F.-L. y Chang, T. (2011). Does debt affect firm value in Taiwan? A panel threshold regression analysis. *Applied Economics*, 43(1): 117-128.
- LONCAN, T. R. y Caldeira, J. F. (2014). Capital structure, cash holdings and firm value: A study of Brazilian listed firms. *Revista Contabilidade & Finanças*, 25(64): 46-59.
- LÓPEZ ITURRIAGA, F. J. y Crisóstomo, V. L. (2010). Do leverage, dividend payout, and ownership concentration influence firms' value creation? An analysis of Brazilian firms. *Emerging Markets Finance and Trade*, 46(3): 80-94.
- MANSOURLAKORAJ, R. y Sepasi, S. (2015). Free cash flow, capital structure and the value of listed companies in Tehran stock exchange. *International Journal of Management, Accounting and Economics*, 2(2): 144-148.
- MASULIS, R. W. (1983). The impact of capital structure change on firm value: Some estimates. *The Journal of Finance*, 38(1): 107-126.
- McCONNELL, J. J. y Servaes, H. (1995). Equity ownership and the two faces of debt. *Journal of Financial Economics*, 39(1): 131-157.
- MILLER, D. y Friesen, P. H. (1983). Successful and unsuccessful phases of the corporate life cycle. *Organization Studies*, 4(4): 339-356.
- MILLER, M. H. (1977). Debt and taxes. *The Journal of Finance*, 32(2): 261-275.
- y Orr, D. (1966). A model of the demand for money by firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 80(3): 413-435.
- MODIGLIANI F. y Miller M. (1958) The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3): 261-297.
- (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: A correction. *The American Economic Review*, 53(3): 433-443.
- MYERS, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5(2): 147-175.
- y Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2): 187-221.
- NACEUR, S. B y Goaid, M. (2002). The relationship between dividend policy, financial structure, profitability and firm value. *Applied Financial Economics*, 12(12): 843-849.
- NIEH, C.-C., Yau, H.-Y. y Liu, W.-C. (2008). Investigation of target capital structure for electronic listed firms in Taiwan. *Emerging Markets Finance and Trade*, 44(4): 75-87.
- OLOKOYO, F. O. (2013). Capital structure and corporate performance of Nigerian quoted firms: A panel data approach. *African Development Review*, 25(3): 358-369.

- POITEVIN, M. (1989). Financial signaling and the “deep-pocket” argument. *The RAND Journal of Economics*, 20(1): 26-40.
- PRIYA, K., Balasundaram, N. y Pratheepan, T. (2015). Impact of capital structure on the firm value: Case study of listed manufacturing companies in Sri Lanka. *Scholars World-IRMJCR*, III(1).
- RAJAN, R. G. y Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5): 1421-1460.
- RAJHANS, R. K. (2013). Financial determinants of firm’s value: Evidence from Indian firms. *Zenith International Journal of Business and Economic Research*, 3(3): 70-76.
- ROSS, S. A. (1977). The determination of financial structure: The incentive-signaling approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1): 23-40.
- (1988). Comment on the Modigliani-Miller propositions. *Journal of Economic Perspectives*, 2(4): 127-133.
- RULAND, W. y Zhou, P. (2005). Debt, diversification, and valuation. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 25(3): 277-291.
- SARMA, L. y Rao, K. (1969). Leverage and the value of the firm. *The Journal of Finance*, 24(4): 673-677.
- SENBET, L. W. y Seward, J. K. (1995). Financial distress, bankruptcy and reorganization. En R.A. Jarrow, V. Maksimovic y W. T. Ziemba (eds.). *Handbooks in Operations Research and Management Science*, vol. 9, *Finance*. Amsterdam: North-Holland, pp. 921-961.
- SHAHZAD, S. J. H., Ali, P., Ahmad, T. y Ali, S. (2015). Financial leverage and corporate performance: Does financial crisis owe an explanation? *Pakistan Journal of Statistics and Operation Research*, 11(1). doi: 10.1234/pjsor.v11i1.781
- SIAHAAN, F. O. (2013). The effect of good corporate governance mechanism, leverage, and firm size on firm value. *GSTF Business Review*, 2(4): 137.
- STIGLITZ, J. E. (1969). A re-examination of the Modigliani-Miller theorem. *The American Economic Review*, 59(5): 784-793.
- (1972). Some aspects of the pure theory of corporate finance: bankruptcies and take-overs. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 3(2): 458-482.
- (1974). On the irrelevance of corporate financial policy. *The American Economic Review*, 64(6): 851-866.
- (1988). Why financial structure matters. *Journal of Economic Perspectives*, 2(4): 121-126.
- STULZ, R. (1990). Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics*, 26(1): 3-27.
- TIFOW, A. A. y Sayilir, O. (2015). Capital structure and firm performance: An analysis of manufacturing firms in Turkey. *Eurasian Journal of Business and Management*, 3(4): 13-22.
- TITMAN, S. y Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *The Journal of Finance*, 43(1): 1-19.
- VITHESSONTHI, C. y Tongurai, J. (2015). The effect of firm size on the leverage–performance relationship during the financial crisis of 2007-2009. *Journal of Multinational Financial Management*, 29: 1-29.
- WIPPERN, R. F. (1966). Financial structure and the value of the firm. *The Journal of Finance*, 21(4): 615-633.
- ZEITUN, R., & Gang Tian, G. (2007). Does ownership affect a firm’s performance and default risk in Jordan? Corporate Governance: *The International Journal of Business in Society*, 7(1): 66-82.
- ZEITUN, R. y Tian, G. (2007). Capital structure and corporate performance: Evidence from Jordan. *Australasian Accounting, Business & Finance Journal*, 1(4): 40-61.

Modelo cuantil-parsimonioso de las curvas de rendimiento: el caso México

*Jorge Omar Razo de Anda
Ana Cecilia Parada Rojas
Salvador Cruz Aké*

Introducción

La estimación de la estructura de plazo de las tasas de interés (ETTI), relación entre la tasa de interés y el término de madurez (Malkiel, 1989), se ha convertido en una de las tareas fundamentales de cada país, debido a la relación de las tasas de interés con el tipo de cambio y la actividad económica real (Hu, 1993). La forma de esta función permite identificar la percepción del riesgo de los agentes económicos a diferentes periodos de tiempo (Brown y Schaefer, 1994). Por otro lado, permite aproximar la función de descuento para realizar la valuación de un activo considerando sus flujos (McCulloch, 1971).

En la actualidad existen muchas maneras de aproximar la estructura de plazo (Vasicek, 1977; Gurkaynak *et al.*, 2007). Sin embargo el modelo Nelson y Siegel aún es ampliamente utilizado para estimar la también llamada curva de rendimiento o “cupón cero”, por los bancos centrales como el de Italia, Francia, Finlandia y México (Diez-Canedo *et al.*, 2003) entre otros, debido a su característica de parsimonia, refiriéndose específicamente a la facilidad y rapidez de aplicación del modelo (BIS, 2005). Cabe mencionar que algunos otros países, como Alemania y Suiza, utilizan una extensión este modelo propuesto por Svensson (1995) en el cual estima un parámetro extra, lo cual lo hace menos parsimonioso. La modelización econométrica de la estructura de plazo de las tasas de interés permite a los agentes tomar decisiones con respecto a sus portafolios en el caso de los inversionistas, y a la economía hablando de los Estados. En este último punto, la forma pronosticada de las estructuras de plazo puede servir como un sistema de alerta temprana de dificultades financieras, lo que coadyuva a la implementación de políticas económicas preventivas

Es posible notar que los supuestos bajo los que opera el modelo de Nelson y Siegel (N-S) son difícilmente observados en la realidad; suponer que la distribución de los errores es normal genera errores en la estimación de la estructura de plazo, especialmente en periodos de crisis. El modelo N-S permite estimar

la curva cupón cero, bajo el supuesto de normalidad. Sin embargo, si la distribución de los nodos no es normal, la estimación paramétrica puede tener un ajuste deficiente como consecuencia de los valores extremos presentes en las tasas de interés, los cuales están asociados a periodos de ajuste macroeconómicos o de alta volatilidad (Frenkel, 2003).

Como ejemplo, la distribución de las tasas de interés en México tiene claramente colas largas, según estadísticas del banco central mexicano (Banxico) y el Instituto Nacional de Geografía y Estadística (INEGI), las tasas de interés en México en periodos de crisis económicas han llegado a ser mayores al 100%; de lo anterior, basta con construir la distribución empírica de las tasas de interés que otorgan los activos Cetes con un plazo de 28, 91, 180 y 360 días para desechar el supuesto de normalidad. Otra implicación importante es que también queda eliminada la posibilidad de la estimación por mínimos cuadrados debido a que los estimadores no serían insesgados ni eficientes.

Una manera de evitar los contratiempos anteriores, es realizar una estimación que trabaje directamente con la distribución empírica y regresiones más robustas, por lo que se propone el desarrollo de un modelo por cuantiles basado en Nelson y Siegel. Es de esta forma que surgen algunas interrogantes: ¿La velocidad de ajuste de la tasa corta hacia la de largo plazo es diferente para cada cuantil de la distribución? ¿Existe una tasa corta diferente para cada cuantil? ¿Qué pasa con la de largo plazo? De lo anterior, el objetivo de esta investigación es el de estimar la velocidad de ajuste de la tasa corta a la de largo plazo para cada cuantil para el caso México y en su caso estimar la tasa corta y la tasa de largo plazo para cada cuantil, bajo la hipótesis de que la velocidad de ajuste, así como la tasa de corto y largo plazo son diferentes para cada cuantil de la distribución.

El objetivo de este capítulo consiste en analizar las diferencias de ajuste del modelo de Nelson-Siegel tradicional y la versión del modelo por cuantiles para el caso de la economía mexicana. Se propone un algoritmo para la obtención del parámetro de ajuste Tau para cada cuantil, incluyendo la media y un sistema de alerta temprana basado en las expectativas económicas implícitas en la estructura de plazo basado en la diferencia estadística de los parámetros de ajuste, Tau, para cada cuantil.

Este capítulo se encuentra organizado de la siguiente manera: en la primera sección se hace una revisión de la literatura existente referente a la estructura de plazo y a los tipos de modelos que buscan estimar la curva de rendimiento de bonos cupón cero. Para la segunda sección se desarrolla el modelo de Nelson-Siegel tradicional, en donde también se exponen tanto sus ventajas como sus desventajas. En la sección tres se propone la estimación de la curva cupón

cero para el caso mexicano bajo el enfoque cuantílico, el cual permite realizar un análisis por escenarios dependiendo del valor que tome la tasa de interés de corto plazo. Finalmente se incluye el apartado de conclusiones, en el cual se demuestra que las expectativas de la tasa larga basadas en el comportamiento de la tasa corta, ha sido variable y que aun cuando las tasas de interés han llegado a tomar valores por encima del 120% la estimación de la curva bajo el enfoque tradicional pronostica tasas alrededor del 18%. Por otro lado, bajo el enfoque del modelo Nelson-Siegel por cuantiles se concluye empíricamente que actualmente nos encontramos en el segundo cuantil, el cual muestra una tasa de largo plazo alrededor del 8% y una tasa corta alrededor del 7%, lo que parece coincidir con la situación actual.

Revisión de la literatura

Existen muchos modelos en la literatura para la estimación de la estructura de plazo de tasas de interés con diferentes metodologías. Rezende y Ferreira (2013) mencionan tres tipos de enfoques para la estimación de la estructura de plazo. Por un lado, tenemos el enfoque de equilibrio, en segundo lugar los modelos de no arbitraje y finalmente los modelos estadísticos y paramétricos. Sin embargo, en la literatura podemos encontrar más clasificaciones, como la realizada por Duffie y Kan (1996). De lo anterior, los diferentes modelos pueden dividirse en dos grupos; modelos afines de factores y modelos econométricos y estadísticos paramétricos y no paramétricos.

Los modelos afines¹ como lo indican Duffie y Kan (1996) son aquellos que mantienen una forma funcional estable (constante-parámetro-vector)² para cada factor. Dentro de los más conocidos están los modelos de un factor determinados por el comportamiento de la tasa de corto plazo de Vasicek (1977) y Cox *et al.* (1985), también conocido como el modelo CIR. Existen extensiones de más factores (de dos hasta cinco) en donde se incluyen algunos tales como el comportamiento estocástico de la volatilidad, la media aritmética de la tasa corta, la inflación, etcétera. Pueden encontrarse bajo la especificación de no arbitraje e incluso bajo el marco de equilibrio. El principal problema del que adolecen es que las estructuras de plazo determinadas por estos modelos no se ajustan adecuadamente a las estructuras de plazo de la realidad

¹ También conocidos como modelos paramétricos o estructurales.

² Término “afín” tomado de Piazzesi Monika (2002).

Por ejemplo, el uso de modelos de tasa corta no permite obtener estructuras de plazo invertidas, independientemente de los parámetros dados, debido a que son constantes. Es decir, el parámetro de crecimiento de tendencia es fijo. Cabe mencionar que los modelos con más factores tienden a obtener mejores estimaciones que las de un factor, sin embargo, el agregar más factores posee la propiedad de los rendimientos decrecientes, con los cuales la ganancia en el proceso de estimación es decreciente. Sin embargo, a pesar de su excelente ajuste para datos intramuestrales, el sobreajuste provocado por factores adicionales tiene una pobre aproximación para datos fuera de la muestra. Esto es una característica general de los modelos afines de factores.

Charles R. Nelson y Andrew F. Siegel proponen en su trabajo seminal “Par-simoneous modeling of yield curves” (Nelson y Siegel, 1987) un modelo econométrico que permite estimar la curva cupón cero basado en una solución a una ecuación diferencial de segundo orden y que replica la dinámica de la tasa forward instantánea bajo el supuesto de normalidad en la distribución de los datos, siendo de esta manera los pioneros sobre la modelación de la tasa de largo plazo a través de la tasa corta y desarrollaban una metodología para poder estimar las estructuras de plazo. De esta forma es como surgen los modelos econométricos y estadísticos no paramétricos para la aproximación de la ETTI.

De las aproximaciones no paramétricas se encuentran los modelos por splines de diferentes grados (cúbicos, cuadráticos) (McCulloch, 1975), los splines exponenciales (Vasicek y Fong, 1982) y para los casos de multinodos los splines suavizados. Por otro lado, el enfoque de regresiones polinomiales también es utilizado con estos propósitos, aunque en menor manera debido a los problemas de sobreajuste antes expuestos. Ejemplos de estos modelos los podemos encontrar en los trabajos de Linton *et al.* (2001), Jarrow *et al.* (2004) y Fernández-Rodríguez (2006).

Los modelos econométricos intentan aproximar la curva de rendimientos a través de diferentes efectos a lo largo de la curva considerando el nivel, la pendiente y la curvatura de la misma. Lo anterior permite obtener comportamientos no monótonos de la estructura de plazo (jorobas). Con base en este razonamiento, se han realizado extensiones de este modelo como el de Svensson (1995), el cual incorpora un término más para capturar los efectos de la media tanto a largo como a corto plazo, con lo cual permiten más de una joroba en las curvas de rendimiento. Existe evidencia empírica de los resultados de estas extensiones, por ejemplo el trabajo de Gürkaynak *et al.* (2007) quienes utilizan un modelo NSS (Nelson-Siegel-Svensson). De hecho, Diebold y Li (2006) demuestran que el modelo de Nelson y Siegel permite realizar estimaciones muy cer-

canas a la realidad para datos fuera de la muestra (Fabozzi *et al.*, 2005) llegan a la misma conclusión. Adicionalmente, se pueden encontrar extensiones del modelo de N-S que permiten incorporar la dinámica de los factores; dentro de este contexto, podemos encontrar los trabajos de Diebold y Li (2006), Diebold *et al.* (2006) y Diebold *et al.* (2008).

A pesar de que se han realizado esfuerzos por encontrar la dinámica de las estructuras de plazo a través de las extensiones dinámicas de los modelos de Nelson-Siegel, dichos trabajos consideran los factores de curvatura, pendiente y nivel como fuente de movimiento. Sin embargo, la dinámica de la estructura de plazo a lo largo del tiempo, también se encuentra determinada por las cargas de las regresoras que son afectadas por un parámetro de velocidad de ajuste, mismo al que se le ha restado importancia. Trabajos como el realizado por Diebold y Li (2006) suponen un parámetro Tau (τ) constante para todos los periodos, debido a que ese valor maximiza la carga de la regresora en el mediano plazo. Otra razón adicional es que permite utilizar mínimos cuadrados, ya que las regresoras son no estocásticas. Estudios similares se encuentran en Fabozzi, *et al.* (2005); Moench (2006) y Muvingi y Kwinjo (2014).

Tal y como se define en Christensen *et al.* (2011) el parámetro Tau es la tasa media de reversión de los factores de curva y pendiente. En otras palabras, Tau representa el parámetro de decaimiento que determina la madurez a la cual la regresora de mediano plazo alcanza su máximo. Para el análisis en media y el uso de mínimos cuadrados ordinarios, lo anterior es razonable, sin embargo, debido a la volatilidad de las tasas de interés, no se puede afirmar que un análisis de media sea el adecuado cuando se presentan valores extremos. Incluso, es posible que los parámetros de velocidad de ajuste de la tasa corta a la de largo plazo sean diferentes, con la cual, a pesar de encontrar un comportamiento monótono, pudiese cambiar la forma de la curva con respecto a la rapidez y desplazar el máximo para la carga de mediano plazo. Pocos trabajos en la literatura han considerado este punto (Gimeno y Nave, 2006; De Pooter, 2007; Gilli, Große y Schumann, 2010). Con el fin de evitar las dificultades de un modelo no lineal y poder conocer o estimar diferentes parámetros de velocidad, se propone un análisis por cuantiles.

Cabe destacar que los modelos econométricos para el ajuste de la estructura de plazo son extensiones del modelo original de Nelson y Siegel, y aunque el objetivo de estos es modelar el comportamiento de la estructura de plazo real, son estudios basados en un análisis de media considerando como supuesto principal una distribución normal subyacente del proceso, pasando por alto los efectos en otra parte de la distribución, así como el tamaño de las colas. El modelo S-N tradicional busca una relación lineal entre la tasa corta y el plazo o madu-

rez del activo en medias, sin embargo, el efecto en los diferentes cuantiles de la distribución puede ser diferente, propiciando incluso que los parámetros de velocidad sean distintos.

Para el caso mexicano, con respecto a las curvas de rendimiento Cacho-Díaz e Ibáñez (2005) y Elizondo (2017) han desarrollado estimaciones con modelos de factores y García-Verdú (2011) con componentes principales. Existe evidencia empírica del trabajo de Rezende y Ferreira (2013) en donde proponen un modelo de cinco factores que indica que el modelo de autorregresivo de cuantiles (QAR) obtiene mejores resultados que modelos VAR o AR sobre los factores en los modelos dinámicos con características Nelson-Siegel.

Cabe mencionar que aunque el objetivo de este trabajo no es encontrar la dinámica de la estructura de plazo; el análisis por cuantiles considerando toda la distribución empírica de las tasas de interés, permite observar el comportamiento de la curva de rendimientos en ciertos puntos considerando la volatilidad de las tasas de interés y obtener mejores aproximaciones que sobre el análisis en media.

La diferencia de este trabajo con los casos anteriores es que la estimación del modelo de Nelson-Siegel por cuantiles permite la flexibilización del supuesto del parámetro de rapidez constante, con un modelo parsimonioso lineal pero no paramétrico, en el sentido de que no se adopta una distribución a priori, flexibilizando los supuestos del modelo de mínimos cuadrados con respecto a la heterocedasticidad. Puede verse como la primera aproximación de la estimación estática del modelo de Nelson-Siegel por cuantiles para el caso mexicano.

El modelo de Nelson-Siegel tradicional

El modelo de Nelson y Siegel (1987) supone que la dinámica de la tasa corta está conducida por la solución a una ecuación diferencial de segundo grado sobre la tasa *forward*, tal que:

$$R(m) = \delta_0 + (\delta_1 + \delta_2) * \frac{1 - e\left(-\frac{m}{\tau}\right)}{m/\tau} - \delta_2 * e\left(-\frac{m}{\tau}\right) \quad (1)$$

Donde $m = (T - t)$ es el tiempo que falta para el vencimiento, por lo que el modelo representa una función que estima la tasa de interés a lo largo del tiempo que dura el periodo, es decir a cada momento del tiempo.

Tau (τ) es una constante temporal y determina la rapidez con la que los términos que la incluyen en la ecuación tienden a su límite. Indica que tan empinada es la pendiente y también la ubicación del máximo o del mínimo de la función.

Dado un valor de Tau, el modelo anterior se estima econométricamente reescribiendo la ecuación x de la siguiente manera.

$$R(m) = \beta_0 + \beta_1 * \frac{1 - e\left(-\frac{m}{\tau}\right)}{m/\tau} + \beta_2 * e\left(-\frac{m}{\tau}\right) \quad (2)$$

La tasa de largo plazo es la tasa de un bono que vence en el infinito, el cual se obtiene del límite de la función anterior cuando m tiende a infinito, es decir, el parámetro β_0 .

$$Tasa\ Larga = \lim_{m \rightarrow \infty} R(m) = \beta_0$$

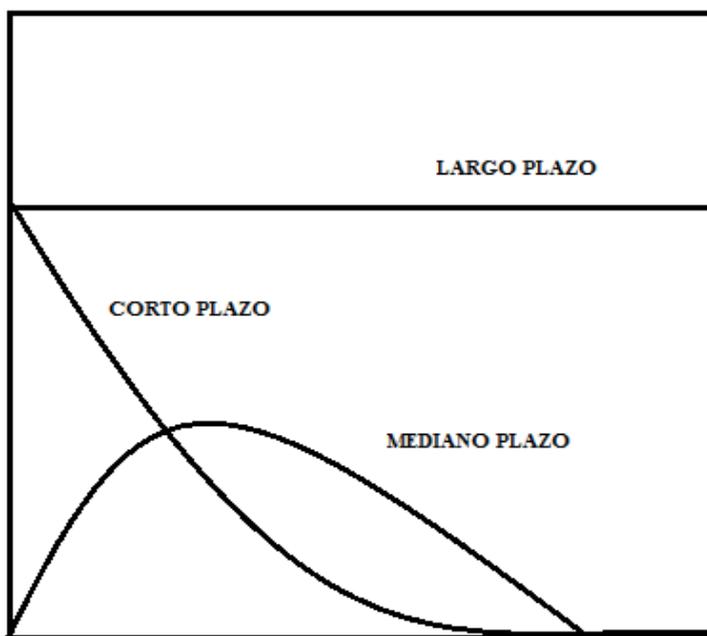
De la misma forma, cuando m es prácticamente cero estamos casi en la fecha de vencimiento por lo que sería la tasa de corto plazo.

$$Tasa\ Corta = \lim_{m \rightarrow 0} R(m) = \beta_0 + \beta_1$$

El parámetro β_2 representa la importancia relativa dada al mediano plazo en la estructura temporal de las tasas, genera el mayor o menor grado de curvatura en forma de joroba o de valle, lo que depende del valor absoluto del coeficiente. Venegas Martínez (2008) indica que un parámetro positivo Tau determina la velocidad con la que el segundo y tercer término convergen a cero. El inverso de Tau, es decir, corresponde a la velocidad con la que la tasa forward instantánea converge a su valor de largo plazo beta cero.

En la gráfica 1 puede notarse el efecto que tiene cada uno de los parámetros en la ecuación. El parámetro de ajuste Tau que mejor estima la estructura de plazo se encuentra a través de un proceso iterativo que estima, con el método de mínimos cuadrados, el modelo econométrico de la ecuación 2 para distintos valores de Tau.

Gráfica 1. Curvas de rendimientos



Fuente: elaboración propia con base en Venegas Martínez (2008).

Dado que el modelo Nelson-Siegel depende fuertemente del parámetro de ajuste, Tau, de la tasa corta y de la madurez de los activos, la estimación de los parámetros de mejor ajuste a través de un proceso de iteración implica un problema econométrico y computacional, por lo que la discriminación del modelo tiene que realizarse por medio de validación cruzada, la cual según Venegas Martínez (2008) debe satisfacer ciertas condiciones.

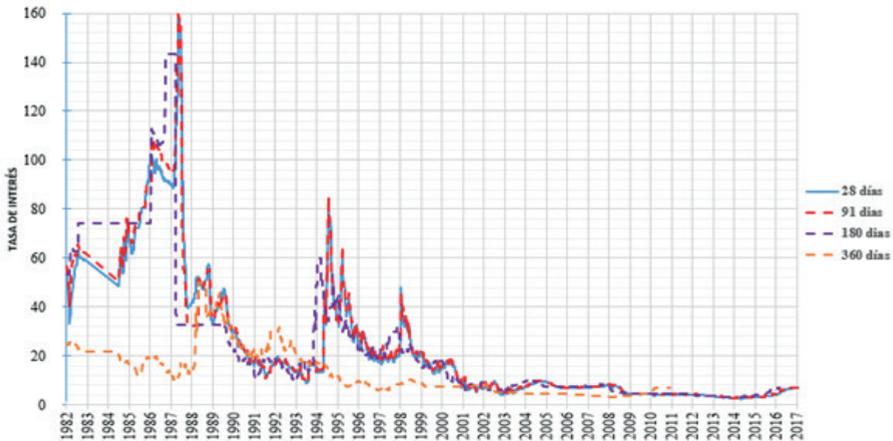
En primer lugar, el parámetro de corto plazo debe ser positivo, es decir, $\beta_0 > 0$, considerando que no hay tasas nominales negativas. Adicionalmente, los parámetros del modelo deben ser estadísticamente significativos. Finalmente, el factor discriminante entre todos los modelos que cumplen con las condiciones anteriores es el mayor coeficiente de determinación R^2 , lo cual asegura encontrar la mejor aproximación.

Estimación de la estructura de plazos por cuantiles

El modelo Nelson-Siegel depende fuertemente de que los errores sean independientes y que su distribución sea normal. En la gráfica 2 se muestra la evolución histórica de las tasas de interés que pagan los Cetes de primera emisión con diferente madurez para un periodo de 1982-2017. Como puede apreciarse, existen valores extremos de las tasas de interés en los años de 1987 y 1994, lo que coincide con las dificultades económicas por las que atravesaba la economía mexicana durante dicho periodo.

Debido a lo anterior, el supuesto de normalidad es desechado y se procede a estimaciones más robustas. Koenker y Bassett (1978) proponen la metodología de regresión por cuantiles como la minimización del promedio ponderados de las desviaciones absolutas, lo que da la primera aproximación:

Gráfica 2. Evolución histórica de la tasa de interés Cetes nominal (1982-2017)



Fuente: elaboración propia con datos del Banco de México.

De lo anterior, es fácil deducir que las tasas de interés libre de riesgo (Cetes) no tiene una distribución normal, lo que puede observarse en la gráfica 3 que se presenta a continuación.

$$\min_{b \in \mathbb{R}} \left[\sum_{y_i \geq b} \theta |y_i - b| + \sum_{y_i \leq b} (1 - \theta) |y_i - b| \right] \quad (3)$$

Donde θ es el porcentaje de datos $y_i \in Y$ en el b cuantil.

A diferencia de la estimación por mínimos cuadrados, en donde se busca la media condicional la metodología de regresión por cuantiles busca el cuantil condicionado a los parámetros, tal que:

$$Quant_{\theta}(y_i / X_i) = X_i \beta_{\theta} \quad (4)$$

Para la estimación de la regresión por cuantiles del modelo Nelson-Siegel para el caso mexicano, se incluyen en el estudio la información relevante a las tasas de interés Cetes a plazo de 28, 91, 180 y 360 días (TSPOT) correspondientes a los resultados de la subasta pública inicial semanal desde septiembre de 1982 a octubre del 2017 (5 689 datos) según el Banco de México (Banxico). El software utilizado para tal fin fue R-Proyect con la librería *quantreg*.

Se realiza la estimación de la siguiente especificación:

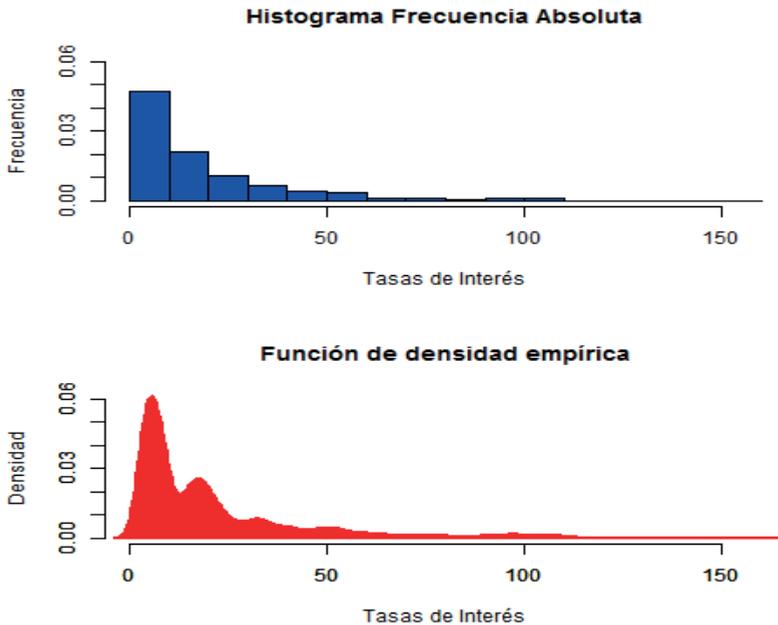
$$\min_{TSPOT_{T,\theta} \in \mathbb{R}} \left[\sum_{TSPOT_T \geq TSPOT_{T,\theta}} \theta |TSPOT_T - TSPOT_{T,\theta}| + \sum_{TSPOT_T \leq TSPOT_{T,\theta}} (1 - \theta) |TSPOT_T - TSPOT_{T,\theta}| \right] \quad (5)$$

Donde

$$TSPOT_{T,\theta} = \beta_{0,\theta} + \beta_{1,\theta} * \frac{1 - e^{-\frac{T-t}{\tau_{op}}}}{\frac{T-t}{\tau_{op}}} \beta_{2,\theta} * e^{-\frac{T-t}{\tau_{op}}} \quad (6)$$

Donde T representa la madurez del Cete, τ_{op} indica el parámetro Tau Óptimo y θ es el cuantil. Se implementó la técnica de validación cruzada (*cross validation*) para estimar el parámetro de velocidad de ajuste “Tau óptima” entre la tasa corta y la de largo plazo para cada cuantil.

Gráfica 3. Distribución de la tasa de interés (Cetes)



Fuente: elaboración propia con datos de Banxico.

Como se mencionó anteriormente, el discriminante entre los modelos Nelson-Siegel es el coeficiente de determinación R^2 , sin embargo, este concepto no existe como tal para las regresiones por cuantiles; por lo cual, se propone la diferencia entre los criterios Akaike para el modelo restringido y el modelo no restringido como discriminante, para la validación cruzada, entre modelos para cada cuantil, tal que:

$$\min GF = AIC(MR) - AIC(MNR) \quad (7)$$

Donde, GF es la bondad de ajuste, AIC el criterio Akaike, MR el modelo restringido y MNR es el modelo no restringido. En el cuadro 1 se presentan los cuantiles muestrales correspondientes de la distribución de las tasas de interés para México con plazo de 28 días, mientras que en el cuadro 2 se presentan las estimaciones del modelo Nelson-Siegel por cuantiles.

Cuadro 1. Cuantiles muestrales

| CUANTILES MUESTRALES | | | | |
|----------------------|------|-------|------|-------|
| Q10 | Q25 | Q50 | Q75 | Q90 |
| 4.1 | 6.03 | 12.77 | 24.3 | 50.29 |

Fuente: elaboración propia en R con datos de Banxico.

La tasa de Cetes para el febrero de 2017 estaba por debajo del 6%, por lo que estaba cercano al cuantil 25, sin embargo, para marzo pasó al cuantil 50, lo cual indica que podría llegar hasta un 12% antes de bajar, aunque es muy poco probable que regrese a valores del 3% o 4% que veíamos del 2014 al 2016. De hecho a partir del cambio de cuantil la tasa se ha estado subiendo, de tal forma que para marzo de 2018 la tasa es del 7.5%. Con base en el cuadro 2, es posible observar que a esta tasa de interés, del cuantil 25, la estimación de la tasa corta bajo el modelo de Nelson-Siegel por cuantiles es del 6.72%, mientras que la tasa de largo plazo es del 8.76%, aproximadamente.

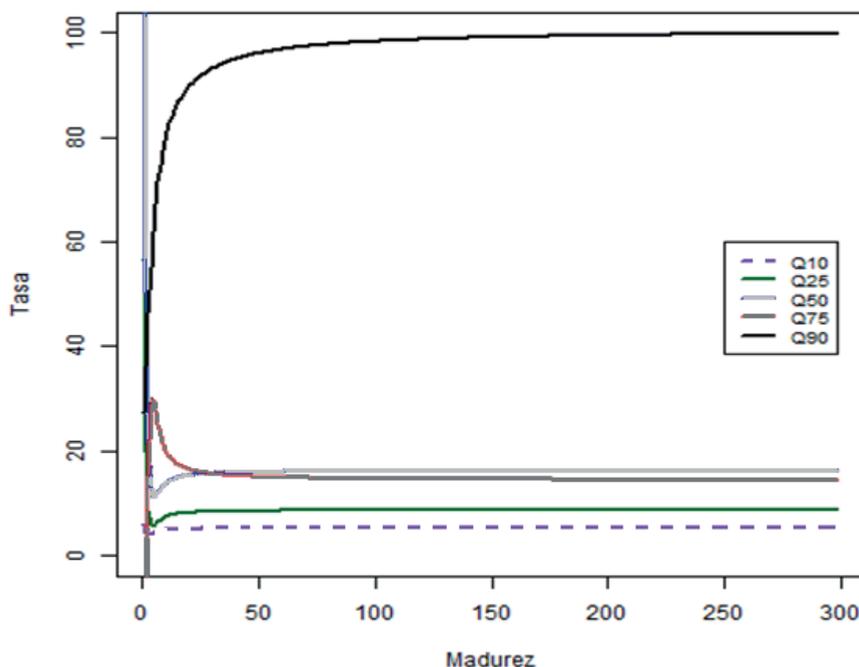
Cuadro 2. Parámetros estimados con distintos valores de ajuste

| | PARAMETROS REGRESIÓN POR CUANTILES | | | | |
|-------------------|------------------------------------|-------------|-------------|------------|------------|
| Tasa Corta | 0.04159998 | 0.06728019 | 0.1550791 | 0.288943 | 0.7152203 |
| Beta 0 | 0.05329701 | 0.08769965 | 0.1635175 | 0.1430245 | 1.00676 |
| Beta 1 | -0.01169703 | -0.02041946 | -0.00843839 | 0.1559184 | -0.2915393 |
| Beta 2 | 0.02219469 | 0.06951606 | 0.1545494 | -0.2000035 | 2.012493 |
| TAU | 0.24 | 0.18 | 0.18 | 0.16 | 0.87 |

Fuente: elaboración propia en R con datos de Banxico.

El cuadro 2 muestra los resultados de las estimaciones del modelo de Nelson-Siegel para cada cuantil, por ejemplo, la segunda columna representa los coeficientes para regresión del cuantil 10, los cambios son más rápidos que si las tasas correspondieran a los cuantiles 35, 50 o 75, con un coeficiente de ajuste del 0.24; este modelo también estima una tasa corta del 4% (recordando que es la suma de β_0 y β_1 y la tasa larga del 5.3% (β_0)). En todas las estimaciones la tasa a largo plazo es mayor a la tasa de corto plazo, lo que implica que las curvas de rendimiento son crecientes, excepto en el cuantil 75, la diferencia de tasas en el cuantil 90 es muy grande al igual que la velocidad (Tau), lo cual se puede apreciar en la gráfica 4.

Gráfica 4. Curvas de rendimientos por cuantiles



Fuente: elaboración propia en R con datos de Banxico.

En la gráfica se puede observar que la forma de las curvas de cupón cero para cada cuantil tiene diferentes comportamientos, sin embargo, a pesar de ello, pareciese ser que, a excepción del último cuantil, todas muestran una clara tendencia de reversión a la media, lo cual es consistente con el modelo de Vasicek.

Como se indica en Diebold y Li (2006), un buen modelo de la dinámica de la curva de rendimiento debe ser capaz de explicar los hechos estilizados concernientes a la forma promedio de la curva y debe ser también capaz de replicar las diferentes formas de la curva para diferentes tiempos, etcétera.

A pesar de que este estudio no intenta replicar la dinámica de la estructura de plazo, sino crear escenarios basados en los históricos de las tasas de interés *spot* con vencimientos menores a un año (1, 28, 91, 180, 360) para el caso mexicano, el análisis de cuantiles permite indirectamente cumplir con lo anterior. Como se puede observar en la gráfica 4, para cada cuantil existen diferentes formas de las estructuras de plazo. Para el cuantil 90 existe una curva creciente y monótona. Para los cuantiles inferiores se pueden apreciar crestas y va-

lles comúnmente conocidas como jorobas. Por otro lado, debido a la volatilidad presentada por las tasas de interés en las décadas de 1980 y 1990, el análisis de media no es adecuado ya que valores extremos pueden afectar su posición, por lo cual se optó por el análisis de cuantiles. Sin embargo, a pesar de que el análisis de media no se lleva a cabo, los hechos estilizados pueden ser empatados con los resultados obtenidos para cada cuantil.

Según datos del Banco de México (Banxico), las tasas de interés correspondientes promedio durante el año 2017 para el caso activos de 28 días fue de aproximadamente 6.53%; mientras que la tasa de activos con vencimiento a 360 días se mantuvo alrededor del 7.05%. El cuantil 25 muestra información muy similar a lo acontecido durante este año, por lo menos para la tasa corta y adicionalmente determina que a mayor vencimiento mayor tasa de largo plazo, lo cual coincide indirectamente con el comportamiento creciente del año 2017.

Para el año 2016, la tasa de 28 días en promedio fue de 4.08% mientras que la de 360 estuvo en 4.75% lo cual, nuevamente, parece encontrarse relativamente cerca a las estimaciones de la tasa de corto plazo, así como presentar un comportamiento hacia la tasa de largo plazo del cuantil 10.

Conclusiones

El uso del modelo Nelson-Siegel (N-s) tradicional comete errores de estimación por sesgo, ya que la distribución empírica de las tasas de interés no es normal. Considerando que la distribución de las tasas de interés de Cetes en México no es normal, estimar el modelo N-s por cuantiles permite realizar una simulación por casos de la estructura de plazos. De acuerdo con la revisión de la literatura realizada, se concluye adicionalmente que el modelo N-s por cuantiles tiene un amplio grado de utilidad, ya que la evidencia empírica permite identificar la forma de la curva, así como del cuantil teórico, mismo que parece reflejar lo sucedido en la economía mexicana a lo largo del periodo.

El modelo N-s por cuantiles, para el caso de México, muestra una reversión a la medida de tendencia central (en este caso a la mediana) para los cuantiles 10, 25, 50 y 75, mientras que el cuantil 90 muestra un comportamiento explosivo. Esto es consistente con los modelos de Tasa corta con reversión a la media expuesto por Vasicek (1977) y Cox *et al.* (1985).

Con base en los resultados obtenidos de la estimación por cuantiles, se corrobora que existe un parámetro de velocidad diferente entre la tasa corta y la de largo plazo para cada cuantil. Existe una tasa corta y una de largo plazo para

cada cuantil, lo que indica diferentes escenarios partiendo de la primera considerando los datos históricos. Y que el factor de velocidad de ajuste Tau es más alto en los cuantiles extremos, mientras que en los cuantiles más céntricos el factor de ajuste varía muy poco, lo que indica que para valores extremos la tasa corta alcanza más rápido su valor de largo plazo. Lo anterior indicaría que en periodos de incertidumbre, la tasa de corto plazo alcanza inmediatamente a la de largo plazo y que las expectativas de los agentes son incorporadas casi de manera instantánea. Por otro lado, cuando existen periodos de relativa estabilidad, el hecho de que la tasa corta alcance rápidamente la de largo plazo, puede deberse a que el diferencial entre éstas es muy poco, indicando una estructura de plazo casi plana.

Referencias

- BIS (2005). Zero-Coupon Yield. Technical Documentation. *BIS Papers*, 25: 1-12.
- BROWN, R. H. y Schaefer, S. M. (1994). Interest rate volatility and the shape of the term structure. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A: Physical and Engineering Sciences*, 347: 563-576. DOI: 10.1098/rsta.1994.0066
- CACHO-DIAZ, J. e Ibáñez, A. (2005). *Estimation with Applications of Two-Factor Affine Term Structure Models for Mexico, 1995-2004*. New Jersey: Princeton University Press.
- CHRISTENSEN, J. H., Diebold, F. X. y Rudebusch, G. D. (2011). The affine arbitrage-free class of Nelson-Siegel term structure models. *Federal Reserve Bank of San Francisco*. Working Paper 2007-20.
- COX, J. C., Ingersoll Jr, J. y Ross, S. A. (1985). An intertemporal general equilibrium model of asset prices. *Econometrica*, 53(2): 363-384.
- DE POOTER, M. (2007). Examining the Nelson-Siegel class of term structure models: In-sample fit versus out-of-sample forecasting performance. *SSRN*. DOI: 0.2139/ssrn.992748
- DIEBOLD, F. X. y Li, C. (2006). Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, 130(2): 337-364.
- DIEBOLD, F. X., Li, C. y Yue, V. Z. (2008). Global yield curve dynamics and interactions: A dynamic Nelson-Siegel approach. *Journal of Econometrics*, 146(2): 351-363.
- DIEBOLD, F. X., Rudebusch, G. D. y Aruoba, S. B. (2006). The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, 131(1-2): 309-338.
- DIEZ-CANEDO, J., Nivón, C. E. y Grajales, V. (2003). Un método eficiente para la simulación de curvas de tasas de interés. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas. Nueva Época*, 2(3): 257-291.
- DUFFIE, D. y Kan, R. (1996). A yield-factor model of interest rates. *Mathematical Finance*, 6(4): 379-406.
- ELIZONDO, R. (2017). Forecasting the term structure of interest rate in Mexico. *Estudios Económicos*, 32(2): 213-253.
- FABOZZI, F. J., Martellini, L. y Priaulet, P. (2005). Predictability in the shape of the term structure of interest rates. *The Journal of Fixed Income*, 15(1): 40-53.

- FERNÁNDEZ-RODRÍGUEZ, F. (2006). Interest rate term structure modeling using free-knot splines. *The Journal of Business*, 79(6): 3083-3099.
- FRENKEL, R. (2003). Globalización y crisis financieras en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 80.
- GARCÍA-VERDÚ, S. (2011). Algunas consideraciones sobre la estructura temporal de tasas de interés del gobierno en México. *Working Papers. Banco de México*.
- GILLI, M., Große, S. y Schumann, E. (2010). Calibrating the Nelson-Siegel-Svensson model. *COMISEF Working Series Papers*.
- GIMENO, R. y Nave, J. M. (2006). Genetic algorithm estimation of interest rate term. *Bank of Spain Working Paper*.
- GÜRKAYNAK, R. S., Sack, B. y Wright, J. H. (2007). The US Treasury yield curve: 1961 to the present. *Journal of Monetary Economics*, 54(8): 2291-2304.
- HU, Z. (1993). The yield curve and real activity. *Staff Papers*, 781-806.
- JARROW, R. (2009). The term structure of interest rates. *Annual Review of Financial Economics*, 1: 69-96.
- JARROW, R., Ruppert, D. y Yu, Y. (2004). Estimating the interest rate term structure of corporate debt with a semiparametric penalized spline model. *Journal of the American Statistical Association*, 99(1): 57-66.
- KOENKER, R. y Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1): 33-50.
- LINTON, O., Mammen, E., Nielsen, J. P. y Tanggaard, C. (2001). Yield curve estimation by kernel smoothing methods. *Journal of Econometrics*, 105(1): 185-223.
- MALKIEL, B. (1989). *Term Structure of Interest Rates*. Londres: Palgrave Macmillan.
- MCCULLOCH, H. (1971). Measuring the term structure of interest rates. *The Journal of Business*, 44(1): 19-31.
- (1975). The tax-adjusted yield curve. *The Journal of Finance*, 30(3): 811-830.
- MOENCH, E. (2006). Forecasting the yield curve in a data-rich environment: A non-arbitrage factor-augmented VAR approach. *Journal of Econometrics*, 146(1): 26-43.
- MUVINGI, J. y Kwinjo, T. (2014). Estimation of term structures using Nelson-Siegel and Nelson-Siegel-Svensson: A case of a Zimbabwean bank. *Journal of Applied Finance & Banking*, 4(6): 1-9.
- NELSON, C. R. y Siegel, A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *The Journal of Business*, 60(4): 473-489.
- Piazzesi, M. (2010). Affine term structure models. En Yacine Ait y Sahalia Lars Hansen (eds.). *Handbook of Financial Econometrics*. Amsterdam: North Holland, pp. 691-766.
- REZENDE, R. B. y Ferreira, M. S. (2013). Modeling and forecasting the yield curve by an extended Nelson-Siegel class of models: A quantile autoregression approach. *Journal of Forecasting*, 32(2): 111-123.
- SVENSSON, L. E. (1995). Estimating forward interest rates with the extended Nelson y Siegel method. *Sveriges Riksbank Quarterly Review*, 3(1): 13-26.
- VASICEK, O. (1977). An equilibrium characterization of the term structure. *Journal of Financial Economics*, 5(2): 177-188.
- y Fong, H. G. (1982). Term structure modeling using exponential splines. *The Journal of Finance*, 37(2): 339-348.
- VENEGAS MARTÍNEZ, F. (2008). *Riesgos financieros y económicos: Productos derivados y decisiones económicas bajo incertidumbre*. México: Cengage Learning.

Demanda de títulos de deuda, actividad económica, rendimiento y riesgo en México: una relación variante en el tiempo

*Jorge Omar Razo de Anda
Francisco López-Herrera
Bernardo Bátiz Hurtado*

Introducción

El buen funcionamiento de un mercado de colocación primaria de deuda es importante para las empresas y la economía en su conjunto, particularmente esto se debe a que el mercado de deuda es un complemento importante de las otras fuentes de financiamiento que se encuentran disponibles para financiar las actividades productivas de las empresas, así como de las posibilidades de inversión con las que cuentan los ahorradores inversionistas. Naturalmente, es de esperarse que a su vez las condiciones de la economía influyan en el funcionamiento del mercado de deuda.

De lo anterior, es de vital importancia encontrar la relación cuantitativa de las variables que impactan a la demanda de títulos de deuda, ya que aporta información para la toma de decisiones con respecto al denominado “*timing*”, o en otras palabras, el momento preciso para invertir. Por otro lado, el pronóstico del nivel de endeudamiento promedio del sector público y privado, sirve indirectamente como un termómetro de la economía mexicana; un alto nivel de deuda puede conducir a una crisis financiera.

El volumen de transacciones electrónicas en instrumentos de renta fija en los mercados financieros mundiales ha crecido significativamente desde 1997, debido, en gran parte, a un mayor número de inversionistas institucionales especializados que demandan el acceso a más ofertas, más información y mejores precios. De Bondt (2002) señala que en los mercados financieros de la región del euro hubo, a partir de 1999, un crecimiento bastante rápido de los mercados de deuda corporativa. Es de hacerse notar que en los últimos años el mercado de deuda ha crecido a nivel mundial en tal magnitud que incluso supera notablemente el crecimiento que se ha observado en los mercados de títulos accionarios. Dawar (2012) muestra evidencia de que el mercado de deuda, en especial los bonos corporativos, ha tenido un crecimiento mayor en compara-

ción con otras fuentes de financiamiento externo como son los préstamos bancarios y la inversión en títulos de capital. De hecho, en su trabajo considera que una manera de medir el tamaño del mercado de deuda es simplemente el valor considerando todos los títulos que cotizan en él como proporción del producto interno bruto (PIB), por lo cual es posible encontrar una clasificación del estatus de la economía con base en lo anterior.

La nueva plataforma permitió contar con un alto nivel de transparencia para todo el proceso de colocación, evitando así el que se privilegiara a determinados inversionistas en particular. Durante los meses iniciales de operación del sistema electrónico, se efectuaban a razón de una o dos colocaciones al mes, con programas de emisiones cortos y generalmente de carácter institucional. En los años subsecuentes, en un mercado cada vez más abierto, se empezaron a emplear modelos más complejos en la valoración de los títulos, los cuales actuaron como vasos comunicantes que permitían tener tasas de largo y de corto plazo simultáneas, lo que llevó a establecer valuaciones en las que se podían utilizar ponderaciones de las tasas para la estimación del valor presente de los flujos esperados de los instrumentos.

El volumen de transacciones que se ha venido observando permite pensar que dicho mercado no solo ha servido como un buen medio para que las empresas mexicanas puedan obtener recursos financieros en préstamo para llevar a cabo sus operaciones productivas, como contraparte complementaria también parece haber representado una buena opción de inversión para el público ahorrador e inversionista. Como un dato que corrobora la importancia que ha alcanzado en México, el valor de deuda emitida en el mercado bursátil mexicano superó en el mes de abril del año 2016 los 8500 millones de pesos, más o menos el nivel del promedio mensual; lo cual implica que se ha optado por emitir deuda de manera recurrente, con la visión puesta en la comprensión del mercado bursátil mexicano de deuda.

A pesar de la importancia que tiene para la canalización del ahorro a la inversión productiva de nuestro país, no se ha estudiado con suficiente detalle el mercado bursátil mexicano de deuda, razón por la cual este capítulo se ocupa de la presentación de un análisis sobre los determinantes domésticos de la demanda de los títulos que se emiten en dicho mercado y que se ponen a disposición de los inversionistas en colocación primaria. En este trabajo se busca determinar cuáles son los factores más relevantes que intervienen en la dinámica de la demanda de títulos de deuda en México. Para tales efectos se realizó una recopilación de las variables que se piensa tienen efecto sobre la misma de acuerdo con la teoría económico-financiera.

Es por lo anterior que el objetivo de este capítulo es realizar un análisis variante en el tiempo de las principales variables que se han utilizado para medir y cuantificar la relación existente entre estas y la demanda de deuda.

El documento se encuentra organizado de la siguiente manera: en el primer apartado se realiza una revisión detallada de la literatura relativa a las variables empíricamente relacionadas con la demanda de títulos de deuda. En el apartado siguiente se incorpora la metodología que se va a utilizar para determinar la estabilidad de las variables previamente seleccionadas en el apartado anterior. La metodología se encuentra basada en un estudio de cambios estructurales mediante las pruebas Bai y Perron (2003a). En el tercer apartado, se presenta una descripción de las variables seleccionadas para el caso mexicano. Adicionalmente se incluye en esta sección la construcción del índice de demanda utilizado como variable dependiente en el análisis. En el siguiente apartado se presenta el modelo econométrico, que incluye los resultados de las pruebas de cointegración, el análisis de los cambios estructurales y la estimación de los parámetros en presencia de quiebres. Finalmente, se incluye el apartado de conclusiones.

Revisión de la literatura

En 2004 se efectúa en el mercado bursátil mexicano de deuda la primera subasta electrónica primaria, subasta que fue llevada a cabo mediante una plataforma denominada SIPO Colocaciones, desarrollada por la Bolsa Mexicana de Valores. Anteriormente a la introducción del nuevo sistema electrónico, la metodología de asignación que operaba en el mercado bursátil mexicano se denominaba *bookbuilding*, la cual consistía en llevar un registro de todas las ofertas y, con base en el juicio discrecional del emisor, se asignaban los títulos y los montos a los cuales el mercado cerraba las negociaciones. Con la implementación del mercado electrónico se pudieron efectuar subastas en dos modalidades básicas: a) PEPS (primeras entradas-primeras salidas) que copia el modelo de contabilidad en el que se toman todas las posturas en el orden de ingreso y con la tasa de ingreso siempre y cuando estas se encuentren por debajo de la tasa asignada, y b) a prorrata que, como su nombre lo indica, consiste en establecer una tasa general y asignar los títulos de acuerdo con el monto solicitado por el postor.

La nueva plataforma permitió contar con un alto nivel de transparencia para todo el proceso de colocación, evitando así el que se privilegiara a determinados inversionistas en particular. Durante los meses iniciales de operación del sis-

tema electrónico, se efectuaban a razón de una o dos colocaciones al mes, con programas de emisiones cortos y generalmente de carácter institucional. En los años subsecuentes, en un mercado cada vez más abierto, se empezaron a emplear modelos más complejos en la valoración de los títulos, los cuales actuaron como vasos comunicantes que permitían tener tasas de largo y de corto plazo simultáneas, lo que llevó a establecer valuaciones en las que se podían utilizar ponderaciones de las tasas para la estimación del valor presente de los flujos esperados de los instrumentos. Desde la década final del siglo pasado y los albores del presente que se han publicado en relación con los vínculos existentes entre el desarrollo de las estructuras financieras y el desempeño de la economía real. Entre la literatura relacionada con ese tópico se puede citar a King y Levine (1993), Rajan y Zingales (1998), Stulz (2000), Wurgler (2000) y también a Rousseau y Sylla (2001). La existencia de un vínculo causal entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico es uno de los hallazgos de esta corriente de trabajos siendo, siendo una característica predominante de un sistema financiero bien desarrollado la existencia de un mercado robusto de títulos de deuda corporativa junto a un sistema bancario exitoso. Se considera también que el desarrollo de un mercado de deuda corporativa puede conducir también al desarrollo de un mercado de títulos accionarios también robusto. Rajan y Zingales (1998) sostienen que si un mercado de deuda corporativa de largo plazo es lo suficientemente profundo y líquido, facilitará la creación de nuevas empresas innovadoras y contribuirá a que las pequeñas empresas puedan convertirse en empresas de tamaño grande, gozando por tanto de las economías de escala resultantes.

De Bondt (2002) sostiene que otra ventaja del desarrollo de los mercados de títulos para el financiamiento empresarial por deuda, consiste en la disciplina de mercado que impone a los emisores obligándolos a mejorar su gobierno corporativo. Adicionalmente, autores como Davis y Fagan (1997), Gertler y Lown (1999) y Stock y Watson (2001), indican que el desarrollo en esos mercados es también importante para efectos de la política monetaria toda vez que pueden constituirse en fuentes de información para la inflación futura y las condiciones actuales del crédito en la economía.

De acuerdo con un punto de vista bastante tradicional, el mercado de deuda y el mercado accionario han sido vistos como productos sustitutos, suponiendo inversionistas con aversión al riesgo, cuando existen condiciones adversas en el sistema económico los agentes buscan activos más seguros cerrando sus posiciones en acciones y abriendo posiciones similares en los activos de deuda, incrementando la demanda por dichos títulos. Gao y Lou (2013) consideran que tanto el mercado de capitales como el de deuda se encuentran relacionados y

que este resultado permite inferir la dinámica de la emisión de títulos de deuda. Sin embargo, mencionan que existen diferentes mecanismos por los cuales, la oscilación parcial de los precios de las acciones puede impactar en los rendimientos de los activos. Un ejemplo de esos mecanismos es que los tenedores de los títulos de deuda pueden intentar predecir el camino que los precios de los activos tomarán, lo cual provoca que la volatilidad de estos aumente. Por lo tanto, y en consecuencia de que son activos sustitutos, la valuación de los títulos de deuda debe incluir la variabilidad del mercado accionario, permitiendo que la especulación forme parte del precio a través de una prima de riesgo. En Dungey *et al.* (2009) se explica que la mayoría de los vuelos a la calidad son consecuencia de efectos positivos de apalancamiento sobre la volatilidad. De manera específica, indican que estos vuelos a la calidad se realizan de un país a otro, donde la causa de estos es enteramente endógena.

Por otro lado, otros trabajos consideran como la principal fuente de variación de los precios a las tasas de interés y que el derrame del efecto se presenta por la sustituibilidad de los títulos del mercado de deuda y el accionario (Balboa y Nieto, 2014). Adicionalmente, un resultado importante en su investigación es que la emisión de deuda aumenta con periodos de expectativas positivas sobre las condiciones económicas futuras, medidos por los incrementos en los *spreads* de tasas de interés de corto y largo plazo, y el crecimiento de la actividad industrial; por otro lado, el volumen de deuda emitida decrece con el *spread* de incumplimiento y la volatilidad del mercado de derivados.

En Barry *et al.* (2008 y 2009) se argumenta que los administradores de las empresas son capaces de intuir el momento óptimo de emitir con base en el movimiento de las tasas de interés. Sin embargo, encuentran que la percepción con respecto a las tasas de interés no es sobre la expectativa de los valores futuros de las tasas, sino que consideran el valor presente relativo a los datos históricos. De lo anterior, queda de manifiesto que el efecto de las tasas de interés es notable en las fuerzas de la demanda de bonos y certificados de deuda, ya que su precio de mercado es el resultado del descuento de su valor nominal. Si el descuento se incrementa el valor presente disminuye y en caso contrario este aumenta, motivando a los agentes a abrir posiciones que puedan rendirles beneficios. De lo anterior, se considera la tasa de descuento (comúnmente la tasa libre de riesgo de contraparte) como una variable fundamental para la determinación de la demanda en este mercado. Sin embargo, es demostrado por el trabajo de Koukouritakis (2010) que las tasas de interés no son estacionarias en donde las causas son cambios estructurales utilizando herramientas de vectores auto regresivos y cointegración para una muestra de cuatro países europeos.

Una manera sencilla de poder determinar si estas variables propician un cambio a los precios de los bonos sería a través del análisis de la demanda. Sin embargo, existe evidencia empírica de que incluso la oferta de Bonos del Tesoro afecta los rendimientos (y por ende la demanda) a vencimiento de los títulos de deuda privados (Krishnamurthy y Vissing-Jorgensen, 2012). Por lo cual un análisis completo de la demanda sin considerar la oferta de los títulos de deuda daría un panorama incompleto. Es por lo cual que se opta en construir un índice de demanda que considere los efectos de la oferta. Este índice fue construido como la razón entre el monto solicitado y el monto convocado. En el mismo contexto, podemos encontrar los trabajos realizados por Badoer y James (2016) y Gorton y Ordoñez (2013).

A pesar de que los trabajos anteriores han encontrado relaciones entre la tasa de interés, el mercado accionario y la actividad económica, nada garantiza que esta relación se mantenga constante a través del tiempo. Nelson y Plosser (1982) en su estudio pionero determinan que la mayoría de las series macroeconómicas no son estacionarias y que en este caso la mayoría de las fluctuaciones no podrían ser explicadas por otras variables transitorias. Tal y como se define en Perron (1988), la presencia de una raíz unitaria implica no estacionariedad provocada por una tendencia estocástica más que por una mera determinista, en la cual los choques aleatorios tienen cierta persistencia en el valor futuro de la variable.

Una de las explicaciones es que las series macroeconómicas y financieras pueden cambiar de tendencia determinista como consecuencia de una acción crítica, lo cual daría diferentes regímenes en donde cada uno pudiera caracterizarse por ser estacionario sobre una tendencia determinista. Las pruebas de estacionariedad tradicionales como la Dickey-Fuller y Phillips-Perron no alcanzan a observar estos cambios de régimen y determinan que las series tienen una raíz unitaria. Debido a lo anterior, muchos trabajos tratando de probar lo contrario surgieron dentro de ellos los de Perron (1988) y más recientemente Zivot y Andrews (2002) y Bai y Perron (2003a, 2003b).

Campbell *et al.* (2009) mencionan que existen ciertos riesgos cambiantes que afectan los rendimientos de los bonos del tesoro estadounidense. De hecho, demuestran que la correlación entre los anteriores y los rendimientos accionarios en general es variable dependiendo del periodo de tiempo analizado, incluso permitiendo cambios de signo entre las covarianzas. Poghosyan (2014) muestra evidencia empírica, por medio del análisis de cointegración para paneles de datos, de que los determinantes de los rendimientos de los bonos de 22 economías avanzadas dependen de si el análisis se realiza a corto o largo plazo. Encuentran

que a largo plazo el crecimiento potencial y la razón deuda-PIB son determinantes para explicar la dinámica del costo de los bonos mientras que a corto plazo la inflación y las tasas de interés de corto plazo son fundamentales. Considerando tanto el plazo como las correlaciones dinámicas entre activos se encuentra el trabajo de Duffe (1996).

Por otro lado, Uctum *et al.* (2006) demuestran que existen cambios en la tendencia de largo plazo en la razón de deuda pública para los países que pertenecen al G7 y que las herramientas tradicionales no rechazan la presencia de raíces unitarias en presencia de cambios estructurales.

De lo anterior, se desprende que es importante identificar si la demanda de títulos de deuda ha presentado cambios en su trayectoria de largo plazo debido a cambios de políticas económicas en México, las cuales en los últimos años han sido cada vez más recurrentes. Un caso específico se puede encontrar en Carstens y Franco (1987), en el cual considera que el diferencial entre las tasas de interés en México durante el periodo de 1980 a 1982 se presenta como consecuencia a los riesgos políticos. Mediante un modelo de equilibrio general discreto a dos periodos, en el cual los agentes maximizan su utilidad sujeta a sus decisiones de cartera, determinan que los riesgos de intervencionismo o de política pueden producir una ruptura entre la paridad de las tasas de interés. En este ejemplo, el riesgo afecta las decisiones de consumo de un agente sobre activos de cartera (tanto internos como extranjeros) y por lo tanto sobre las tasas de interés a través de la oferta y la demanda.

Es por lo anterior que en la parte de análisis que se presenta más adelante en este mismo capítulo, se opta por un análisis de demanda considerando cambios de régimen con base en las pruebas de Bai y Perron (1998, 2003a). Como se sabe, cuando hay cambios estructurales, algunas variables que son significativas para algunos periodos pueden dejar de serlo y es posible que sea como consecuencia de los cambios en las políticas económicas o, alternativamente, de eventos que modifican la relación existente entre las variables económico-financieras. Naturalmente, lo anterior no implica que no sea posible que existan cambios en la política económica como consecuencia de eventos o sucesos no esperados o viceversa, es decir, eventos inducidos por los cambios en la política.

Aspectos metodológicos

De manera por demás notable en los últimos años, el análisis econométrico ha intentado el desarrollo de herramientas adecuadas para enfrentar las conse-

cuencias de las rupturas estructurales que se han enfrentado en el estudio de muchas series económico-financieras, rupturas que tienen que ver con cambios importantes en la política económica o, alternativa o concurrentemente, que son consecuencia de eventos cuyos efectos son tan profundos que alteran las características esenciales de una variable o de su relación con otras.

Entre las primeras contribuciones al campo de los métodos econométricos y las técnicas relacionadas que se requieren para tomar en cuenta los cambios estructurales en el comportamiento de las variables y relaciones entre variables económicas, destaca el trabajo de Chow (1960), en el que se propone la prueba bautizada con su nombre para probar la existencia de un cambio en la estructura de una serie en un momento dado, suponiendo que ese momento en que ocurre la ruptura estructural es conocido con antelación al análisis. En principio puede esperarse que cambios importantes en la dinámica económica o un viraje amplio y profundo en la política económica, así como la ocurrencia de ciertos eventos, afecten de manera directa el comportamiento de algunas magnitudes económicas relevantes. De acuerdo con el planteamiento de la prueba de Chow, después de haber estimado una regresión lineal múltiple, el investigador puede someter a prueba la hipótesis de que en un momento específico existe una modificación en la relación entre las variables involucradas en el análisis, dando lugar a dos regímenes en los cuales los valores de los parámetros de la ecuación son diferentes, es decir, se basa en una prueba de restricción sobre los parámetros de la ecuación.

Evidentemente, el conocimiento anticipado sobre el momento de la ruptura no es siempre el caso con el cual tiene que lidiar el investigador, aunque quizá tampoco podría decirse que sea la excepción, lo cierto es que no siempre se puede prever la importancia de todos y cada uno de los eventos que pueden afectar el comportamiento de una variable o de una relación entre variables. El problema es entonces que no sólo se puede desconocer la ocurrencia de cambios estructurales en las variables y relaciones económicas, tampoco se puede anticipar con un grado razonable de precisión si hay más de un evento que por su importancia logre alterar sus características esenciales. Ninomiya (1977) plantea que mediante la extensión de la prueba de Chow al análisis de subconjuntos del periodo general para el cual se cuenta con datos disponibles, se pueden detectar el número de las rupturas y las fechas de ocurrencia respectivas.

Otra alternativa más reciente para reconocer y modelar relaciones económicas en las cuales existen múltiples puntos de ruptura es la propuesta de Bai y Perron (1998, 2003a), en la cual, en el caso de un modelo de cambio estructural puro, se considera la siguiente regresión múltiple con m rupturas (es decir, con $m + 1$ regímenes):

$$y_t = x'_t \beta + z'_t \delta_j + \varepsilon_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad j = 1, \dots, m + 1.$$

y_t es la observación de la variable dependiente durante el periodo t ,
 x_t y z_t son vectores que contienen las variables independientes,
 β y δ_j son vectores de coeficientes asociados con las variables independientes,
 ε_t es el término de perturbación aleatoria en el periodo t .

T_1, \dots, T_m son los puntos en el tiempo en que ocurren las rupturas, de acuerdo con el tratamiento sugerido por Bai y Perron (2003a), estos puntos se consideran como desconocidos.

El objetivo del procedimiento que plantean Bai y Perron es estimar, con base en las T observaciones disponibles y el método de mínimos cuadrados, tanto los coeficientes de la regresión como los puntos correspondientes a las m rupturas. Dada una partición con m bloques, la estimación de los parámetros β y δ_j se lleva a cabo minimizando la suma de cuadrados de los residuos $S_T(T_1, \dots, T_m)$:

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x'_t \beta - z'_t \delta_i]^2.$$

Si se permite que $\hat{\beta}(\{T_j\})$ y $\hat{\delta}(\{T_j\})$ denoten los valores estimados para el bloque T_j , los puntos estimados de ruptura son tales que $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m)$. En el caso de un modelo puro de rupturas (en el cual no hay coeficientes que no cambien), las estimaciones de los coeficientes y las sumas de cuadrados se obtienen simplemente por medio de mínimos cuadrados ordinarios para cada segmento.

Bai y Perron (2003a) también proponen varias pruebas para determinar si existe una o más rupturas estructurales y, condicionando a la existencia de esas rupturas, determinar el número y ubicación de las rupturas. Mediante el estadístico $\sup F_T(k; q) = F_T(\hat{\lambda}_1, K, \hat{\lambda}_k; q)$, donde $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k$ minimizan la suma global de cuadrados de los residuos, se puede someter a prueba la hipótesis nula de que no hay rupturas estructurales ($m = 0$) contra la alternativa de que $m = k$. Considerando también la posibilidad de que el investigador no desee especificar con antelación un número dado de rupturas, sino que desee probar la hipótesis nula de no ruptura contra la alternativa de un número desconocido de rupturas dado un límite superior, Bai y Perron proponen la prueba $UD \max F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} F_T(\hat{\lambda}_1, K, \hat{\lambda}_m; q)$ donde $\hat{\lambda}_j = \hat{T}_j / T$ ($j = 1, K, m$) son los puntos de ruptura estimados con base en la minimización global de la suma de cuadrados de los residuos. Si las pruebas individuales se ponderan de forma tal

que los valores p marginales sean iguales a lo largo de los valores de m , se obtiene el estadístico de prueba $WD_{\max} F_T M, q$.

Datos y análisis preliminar

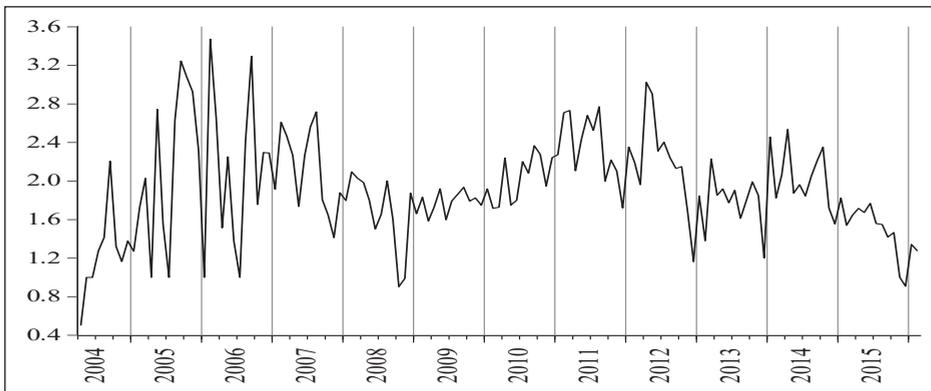
Se incluyen en el estudio 3164 emisiones en el mercado bursátil mexicano de deuda que se llevaron a cabo entre abril de 2004 y febrero de 2016. El conjunto de las emisiones estudiadas comprende a todas las que fueron llevadas a cabo por parte de todo tipo de emisores, es decir, se incluyen tanto las emisiones efectuadas por agentes del sector privado que operan en toda la gama de industrias, así como el sector público en sus diferentes niveles: federal, estatal, municipal, empresas paraestatales, organismos autónomos, etcétera. Las variables independientes fueron tomadas de diversas fuentes, tales como el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y el Banco Nacional de México (Banxico). Las estimaciones se llevaron a cabo en STATA.

La demanda de títulos en el mercado puede ser una señal de gran utilidad para los emisores sobre la conveniencia de emitir deuda o no en determinado momento, razón por la cual como primer paso para el análisis, se construyó un indicador de demanda para cada emisión obtenido de la relación entre el monto total colocado en la emisión y el monto inicialmente indicado para efectuar la subasta; siendo este número mayor a 1 en el caso en que se terminó colocando más del monto inicialmente solicitado, igual a 1 cuando la emisión final coincidió exactamente con la propuesta original y menor a uno en el caso en que la colocación fue menor a la cantidad anunciada en la subasta. En resumen, este índice señala si en la demanda del título hubo superávit, déficit o si la demanda coincidió exactamente con la oferta del título. Con base en el indicador individual de cada emisión, se construyó un índice mensual agregado de la demanda tota, tomando el promedio mensual.

En la gráfica 1 se muestra el comportamiento del índice de la demanda mensual de títulos de deuda en el mercado bursátil mexicano. Como puede observarse en dicha gráfica, la variabilidad de la demanda es muy alta durante los primeros años del periodo estudiado, observando una tendencia creciente mediante la cual cada año llega a nuevos máximos, alcanzando su nivel máximo global en febrero de 2006. Durante 2007 mantiene un nivel considerable de volatilidad, aunque un tanto menor que el observado anteriormente. A partir de agosto de 2008 la demanda de títulos de deuda en México inicia un descenso en caída libre, reduciéndose en octubre de ese mismo año a un nivel que solo

se vuelve a observar hasta diciembre de 2015, siendo esos niveles mínimos de la demanda solo mayores que el observado en abril de 2004. Obviamente, es de suponerse que esa caída en el mercado doméstico está relacionada con las expectativas pesimistas por parte de los inversionistas, derivadas del contexto del entorno internacional inducido por las condiciones de los mercados financieros ante los eventos desfavorables para el mercado estadounidense de los instrumentos respaldados por hipotecas dado por el incremento de la cartera vencida de créditos hipotecarios, observándose incluso graves problemas en empresas importantes del sector financiero estadounidense, como el quebranto de Lehman Brothers acaecido en septiembre de ese mismo año.

Gráfica 1. Índice de la demanda promedio mensual de títulos de deuda en el mercado bursátil mexicano: abril 2004 - febrero 2016



Fuente: elaboración propia.

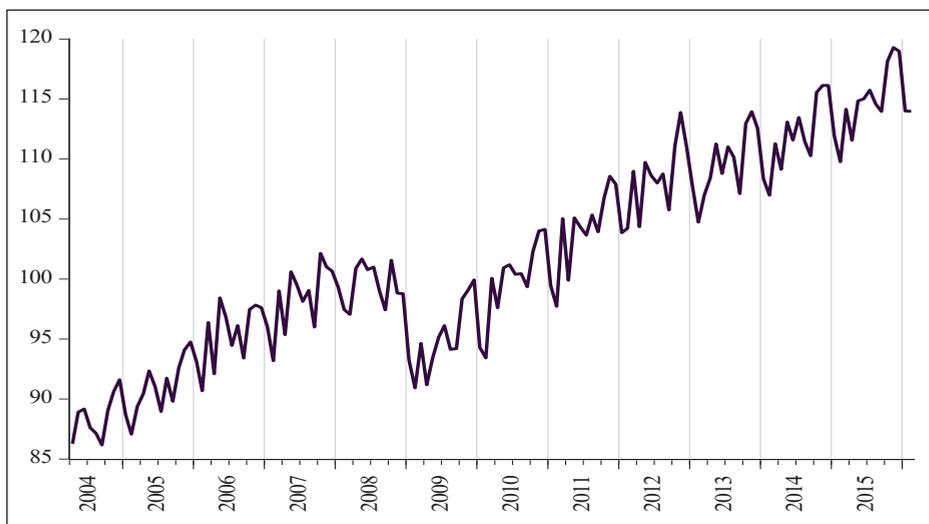
Después de ese descalabro, la demanda se recupera y sostiene un comportamiento creciente constante, con menor volatilidad inclusive, hasta alcanzar un nuevo máximo en abril 2012, alcanzando incluso un nivel que no se había vuelto a observar desde el segundo semestre de 2006. No obstante, durante el resto del año el indicador muestra una tendencia descendente que la lleva a que en diciembre del mismo año se encuentre en un mínimo ligeramente superior al observado en la gran caída de 2008.

La explicación que parece más congruente con esa situación parece ser que los inversionistas, tanto nacionales como extranjeros, que participan en el mercado bursátil de deuda en México vieron en primera una oportunidad de refugiarse en la mayor seguridad ofrecida por esos títulos en comparación de otros

instrumentos bursátiles; deteniéndose ese *boom* alcista como consecuencia de las condiciones imperantes en el plano internacional: los problemas de la zona euro, la crisis bancaria y rescate en España y otros países europeos, la desaceleración de la economía china por su baja en exportaciones a los países europeos, la problemática condición fiscal en Estados Unidos y las elecciones en ese mismo país así como en Francia y Japón. Durante 2013 y 2014 se observa un comportamiento sin tendencia dentro de nuevos niveles promedios de demanda un poco más bajos que durante los dos años previos, observándose una vez más una tendencia decreciente durante 2015 que sitúa nuevamente a la demanda en un nivel inferior, el cual, como se ha señalado, solo es equiparable al mínimo asociado con la crisis financiera mundial de 2008.

Para analizar la relación de la demanda con la actividad económica, el comportamiento de la bolsa de valores, la tasa de los Certificados de la Tesorería de la Federación (Cetes) a 28 días y la volatilidad del mercado accionario se consideraron los valores mensuales del IGAE (Índice General de Actividad Económica), la tasa promedio mensual de los Cetes a 28 días y los valores de cierre del último día del mes observados en el principal indicador del bursátil mexicano, el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) de la Bolsa Mexicana de Valores. Después se estimaron los valores correspondientes en términos reales, deflactando las series originales con año base 2010. Con base en estos datos se estimaron las tasas de crecimiento mensual de la actividad económica, los cambios en la tasa de los Cetes y los rendimientos accionarios, todo en términos reales. Mediante una especificación GARCH se estimó la volatilidad de los rendimientos accionarios para tomar en consideración el nivel de riesgo en las inversiones bursátiles.

Gráfica 2. IGAE en términos reales, año base 2010: abril 2004 - febrero 2016

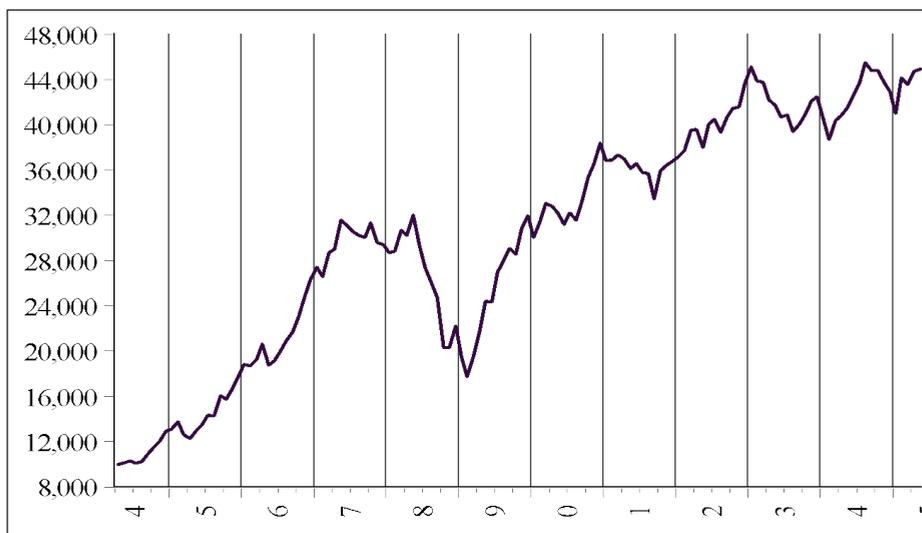


Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Geografía.

La gráfica 2 muestra el comportamiento de la actividad económica en términos reales, se puede ver una tendencia claramente creciente, con las fluctuaciones propias de la actividad económica atribuible a la estacionalidad. Destaca también claramente la caída que se da a partir de finales de 2008 y la recuperación que se da a partir de los primeros meses de 2009, a pesar de que ese crecimiento lleva a una recuperación claramente visible, es hasta el segundo semestre de 2010 que la actividad económica se encuentra nuevamente en los niveles previos a la crisis financiera mundial.

En la gráfica 3 se presenta el Índice de Precios y Cotizaciones, también en términos reales, en el cual se aprecia también una tendencia creciente. Destaca el hecho de que la caída, que se puede atribuir a los multicitados eventos financieros internacionales, parece haber iniciado con anticipación a la caída en la actividad económica, aunque con posterioridad a la baja en el nivel de la demanda del mercado bursátil de deuda en México. A pesar de que en términos porcentuales la caída de la bolsa de valores en 2008 parece haber sido mucho más grande que la observada en la actividad económica, la recuperación del mercado bursátil ubica al principal a finales del mismo año en los niveles previos a su caída.

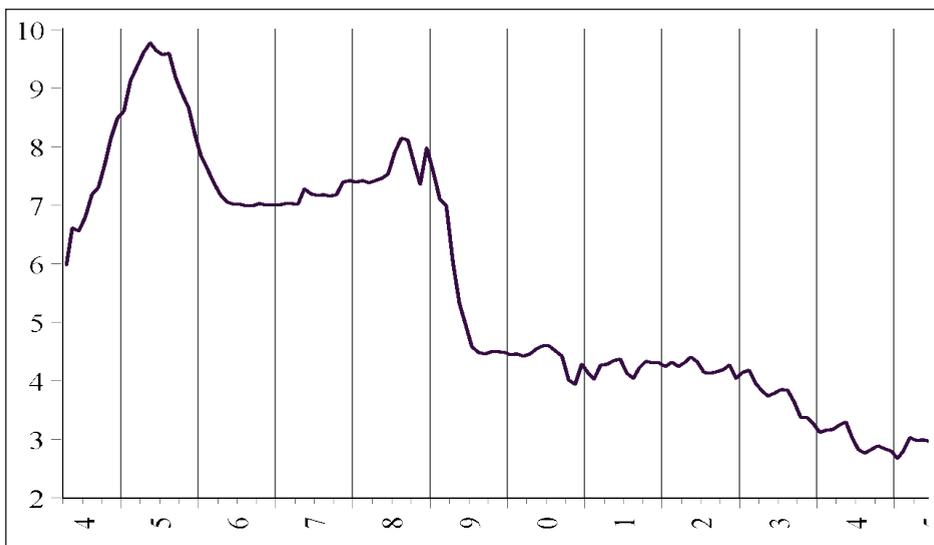
Gráfica 3. IPC en términos reales, año base 2010: abril 2004 - febrero 2016



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Banco de Información Estadística.

En la gráfica 4 se puede ver que en el nivel de la tasa real de los Cetes a 28 días un crecimiento sostenido y muy notable, de forma tal que entre el inicio del periodo de análisis y mayo de 2005 se incrementa en más del 63%. Después de ese máximo de todo el periodo bajo estudio, se observa una caída en la tasa que la mantiene desde junio de 2006 y hasta fines de 2008 entre 7 y 8%, cayendo drásticamente durante 2009 y manteniendo desde entonces una baja constante pero menos rápida hasta principios de 2015, año en el cual se observa el inicio de una tendencia ligeramente creciente. La dinámica de la tasa real de los Cetes puede verse como producto de la respuesta de la autoridad monetaria mexicana al comportamiento de la tasa de interés en Estados Unidos.

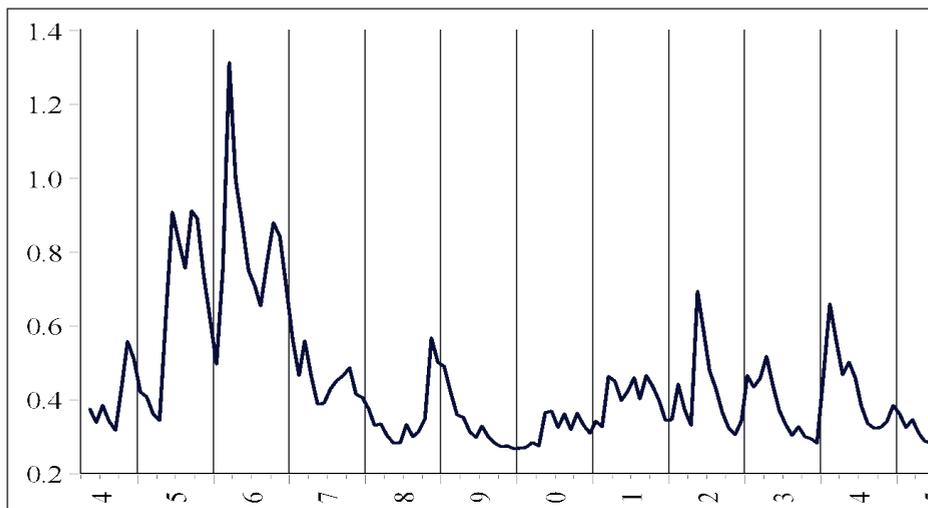
Gráfica 4. Tasa real de los Cetes a 28 días, año base 2010: abril 2004 - febrero 2016



Fuente: Banxico.

Por su parte, la gráfica 5 muestra la dinámica de la volatilidad de los rendimientos reales de la bolsa de valores en México. Durante 2005 y hasta marzo de 2006 se pueden observar altos niveles de volatilidad, llegando a ser incluso los mayores de todo el horizonte cubierto por este análisis. Después se observa un descenso considerable, empezando a partir de junio de 2008, nuevamente un ascenso en el riesgo accionario alcanzando un máximo en noviembre de ese año. No obstante, es conveniente destacar que ese máximo se encuentra muy por debajo del máximo anterior y que posteriormente desciende a los niveles más bajos de volatilidad que se observaron también en otros momentos. A partir de abril de 2010 se observan nuevos crecimientos en los niveles de volatilidad, los cuales culminan en mayo de 2012 con un nuevo máximo que supera incluso el nivel alcanzado en el mes de noviembre de 2008 y que no se había visto desde fines de 2006.

Gráfica 5. Volatilidad de los rendimientos bursátiles reales, año base 2010:
abril 2004 - febrero 2016



Fuente: elaboración propia. Modelo GARCH(1,1).

Después de regresar a los niveles de la volatilidad baja, en abril de 2013 se vuelve a ver un pico que se acerca al alcanzado en 2008. Durante febrero de 2014 el nivel de la volatilidad de los rendimientos bursátiles se acerca nuevamente al máximo nivel observado en 2012, superando nuevamente el máximo nivel de volatilidad observado a fines de 2008. En enero de 2016 se ubicó muy cerca del nivel más alto que alcanzó durante 2013.

Análisis econométrico

En este apartado se presentan los resultados de la estimación de la siguiente especificación:

$$Demanda_t = \beta_0 + \beta_1 igae_t + \beta_2 ipc_t + \beta_3 cete_t + \beta_4 \sigma_t + \varepsilon_t ,$$

donde $Demanda_t$ = indicador mensual de la demanda de títulos de deuda en el mercado bursátil mexicano,

$igae_t$ = tasa de crecimiento mensual de la actividad económica en términos reales,

ipc_t = rendimiento mensual de la Bolsa Mexicana de Valores, en términos reales,

Cete = tasa promedio mensual de los Cetes a 28 días, también en términos reales, y

σ_t = volatilidad mensual de los rendimientos bursátiles en términos reales.

Antes de llevar a cabo la estimación de la ecuación para explicar la demanda de títulos de deuda en México, es conveniente verificar que no exista la posibilidad de estimar una regresión espuria. En el cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987); Phillips y Ouliaris (1990); Hansen (1992) y Park (1992). Como puede verse, las pruebas que tienen como hipótesis nula la ausencia de cointegración (Engle y Granger, Phillips y Ouliaris) rechazan esa hipótesis y, por su parte, las pruebas que tienen como hipótesis nula la cointegración (Hansen y Park) no rechazan la hipótesis nula. Por lo anterior, se puede concluir que existe la posibilidad de estimar una regresión que no es espuria.

Debido a que se observan cambios en el comportamiento de algunas de las variables involucradas en el análisis, específicamente en la serie de la variable dependiente, la demanda de títulos de deuda, así como en las series de la tasa real de los Cetes y de la volatilidad de los rendimientos bursátiles, antes de estimar la ecuación que relaciona a esas variables, resulta muy conveniente llevar a cabo pruebas de rupturas estructurales y efectuar la estimación de la regresión considerando los posibles cambios en la estructura de las relaciones implicadas en el modelo a estimar. En el cuadro 2 se muestran los resultados de las pruebas secuenciales propuestas por Bai y Perron (1998, 2003a), las cuales son útiles para detectar tanto el número de rupturas como la fecha de ocurrencia de las mismas. En el mismo cuadro se muestran también los valores críticos de Bai y Perron (2003b). Como puede verse, los resultados de dichas pruebas sugieren que únicamente hay una ruptura a tomar en cuenta para la estimación del modelo, y que puede considerarse a diciembre de 2012 como el periodo en que ocurre la ruptura detectada.

Cuadro 1. Pruebas de cointegración

| Prueba | Estadístico | H ₀ : | Valor |
|-------------------|-------------|------------------|--------------|
| Engle-Granger | τ | No cointegración | -5.447328*** |
| | z | No cointegración | -125.3512*** |
| Phillips-Ouliaris | τ | No cointegración | -10.12024*** |
| | z | No cointegración | -123.4932*** |
| Hansen | Lc | Cointegración | 0.546047 |
| Park | χ^2 | Cointegración | 1.487501 |

*** = 1% de significancia

Fuente: elaboración propia en STATA.

Cuadro 2 . Prueba de rupturas Bai y Perron (1998, 2003)

| H0: rupturas | F | F-escalada | Valor crítico** |
|--------------|----------|------------|-----------------|
| 0 vs. 1 * | 4.213297 | 21.06648 | 19.50 |
| 1 vs. 2 | 2.987289 | 14.93645 | 21.43 |

Fecha de la ruptura

* Significancia en el nivel de 5%.

** Valores críticos de Bai-Perron (*Econometric Journal*, 2003).

| | Secuencial | Repartición | |
|---|------------|-------------|--|
| 1 | 2012M12 | 2012M12 | |

Fuente: elaboración propia en STATA.

De acuerdo con los resultados de las estimaciones que se muestran en el cuadro 3, se puede ver que en el primer subperiodo todas las variables son altamente significativas, con excepción de la tasa de los Cetes a 28 días. Para la estimación correspondiente al segundo subperiodo se observa que el coeficiente estimado de la tasa de los Cetes es significativo al 5%, pero tanto el comportamiento del mercado bursátil como la volatilidad de los rendimientos accionarios no resultaron significativos.

El signo positivo del coeficiente asociado con los rendimientos bursátiles en el primer subperiodo podría estar indicando la influencia que tiene el incremento de la riqueza de los inversionistas debido a las ganancias obtenidas en el mercado accionario, lo cual los lleva a demandar más instrumentos del mercado de deuda. Otra explicación posible de esa relación es que los rendimientos positivos del mercado bursátil podrían indicar un estado de sentimiento optimista por

parte de los inversionistas sobre el futuro de las inversiones. Esta última posibilidad no es excluyente de la primera, más bien podría ser complementaria.

Cuadro 3. Regresión estimada con ruptura estructural en diciembre de 2012
 Mayo de 2004 a noviembre 2012 - 103 observaciones

| Variable | Coefficiente | Error estándar | t | Valor-p |
|--|--------------|----------------------------|-----------|----------|
| <i>igae</i> | -0.050449 | 0.015785 | -3.195943 | 0.0017 |
| <i>ipc</i> | 6.77E-05 | 1.31E-05 | 5.163114 | 0.0000 |
| <i>Cetes28</i> | 0.030332 | 0.040418 | 0.750464 | 0.4543 |
| σ | 1.431417 | 0.242618 | 5.899875 | 0.0000 |
| Diciembre de 2012 a febrero de 2016 - 39 observaciones | | | | |
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t | Valor-p |
| <i>igae</i> | -0.073860 | 0.026325 | -2.805688 | 0.0058 |
| <i>ipc</i> | -1.37E-05 | 4.34E-05 | -0.314825 | 0.7534 |
| <i>Cetes28</i> | -0.406610 | 0.199733 | -2.035772 | 0.0438 |
| σ | 0.063719 | 0.868910 | 0.073332 | 0.9417 |
| R-cuadrada | 0.388200 | Criterio de Akaike | | 1.172033 |
| R-cuadrada ajustada | 0.346487 | Criterio de Schwarz | | 1.380190 |
| Log. verosimilitud | -73.21436 | Criterios de Hannan- Quinn | | 1.256620 |
| <i>F</i> | 9.306317 | Durbin-Watson | | 1.892423 |

Fuente: elaboración propia en STATA.

El hecho de que la volatilidad de los rendimientos accionarios parezca ejercer una influencia positiva sobre la demanda de los títulos de deuda parece algo, hasta cierto punto de vista, esperado, pues podría estar indicando la existencia de un “vuelo a la calidad” cuando incrementa el riesgo en el mercado accionario. En condiciones de un mercado “nervioso” es de esperarse que al menos una parte de los inversionistas busque refugio en un mercado menos riesgoso. El hecho de que la magnitud del coeficiente estimado sea mayor durante el primer subperiodo parece confirmar esta tesis, pues ese subperiodo se corresponde con un entorno mucho más volátil derivado de la gestación, ocurrencia y secuelas de la crisis financiera mundial.

Los Cetes a 28 días muestran significancia, aunque únicamente en el segundo subperiodo. Su signo negativo podría estar indicando que la alza en la tasa de rendimiento de ese título gubernamental podría disminuir la demanda de otros títulos de deuda públicos y privados, dado que ese instrumento representa para los inversionistas un alto nivel de seguridad ya que cuenta con el respaldo de la Tesorería de la Federación y, debido a ser un instrumento cuyo plazo de vencimiento es muy corto, puede no representar un gran peligro de pérdida de oportunidades y, dada su liquidez, se puede negociar su venta anticipada si ésta resulta conveniente para el tenedor. De hecho, para efectos prácticos esa tasa es la que se considera en México como la representante (proxy) idónea de la tasa libre de riesgo.

Cabe destacar que en los dos subperiodos la tasa de crecimiento de la actividad económica muestra un signo negativo, lo cual no resulta simple de explicar ya que podría esperarse que un crecimiento positivo de la actividad económica debería disminuir el riesgo de incumplimiento por parte de los emisores. Una posible explicación es la existencia de una causalidad inversa, es decir, un efecto observable en la actividad económica como consecuencia de un efecto en la producción industrial y en la venta de servicios como consecuencia de los gastos de inversión y las necesidades de financiamiento de capital de trabajo por parte de las empresas; tal como lo sugieren los resultados mostrados por De Bondt (2002), quien encuentra una relación con signo negativo cuando mide la semielasticidad de las emisiones de títulos de deuda a la producción industrial. No obstante, consideramos que si bien una explicación similar podría ser plausible para el caso mexicano, reconocemos que este es un punto que requiere profundizar en su estudio quedando, por el momento, como un pendiente para investigaciones posteriores.

Conclusiones

En este capítulo se han presentado los resultados de un análisis de la demanda de títulos de deuda en el mercado bursátil mexicano. Para llevarlo a cabo, se ha construido en primer lugar un indicador de esa demanda y se ha estimado un modelo econométrico para explicarla con base en la actividad económica, el comportamiento de la bolsa de valores, la tasa de los Certificados de la Tesorería de la Federación a 28 días y la volatilidad del mercado accionario mexicano.

La evidencia mostrada sugiere que el comportamiento del mercado accionario puede influir positivamente en el mercado bursátil de deuda, sea por una

explicación estándar de incremento en la riqueza de los inversionistas y/o probablemente también por el ánimo de confianza y optimismo de los inversionistas cuando el mercado está ofreciendo rendimientos positivos. La influencia del mercado accionario también parece darse por el lado de riesgo pues, como lo sugiere el análisis presentado, existe evidencia significativa de que a mayor volatilidad en el mercado accionario se puede esperar que aumente la demanda de títulos de deuda, dado que estos podrían ofrecer una especie de refugio a los inversionistas. Por su parte, el mercado de deuda gubernamental de corto plazo podría incidir negativamente en la demanda de otros instrumentos de deuda, lo que parece reforzar la idea de un inversionista cuya aversión al riesgo le hace preferir un mayor nivel de certidumbre en su inversión.

Tanto la pérdida de significancia de los rendimientos bursátiles durante el segundo subperiodo como el caso inverso de los cambios en los Cetes a 28 días, sugieren que los determinantes de la demanda del mercado de deuda en México podrían ser cambiantes en el tiempo, o su influencia podría serlo. Naturalmente, este punto amerita mayor análisis, abriendo camino para investigaciones futuras. Dicha agenda de investigación crece si tomamos en cuenta que los signos del coeficiente relacionado con la actividad económica no es posible explicarlo fácilmente, quedando pendiente para una investigación posterior.

Como se ha planteado, esta investigación constituye un paso inicial para lograr una mejor comprensión del funcionamiento del mercado mexicano de títulos de deuda. De esta forma, se abren ramas para futuras investigaciones, como por ejemplo la relación del mercado de deuda mexicano y la hipótesis de la fragilidad financiera de Minsky, según la cual si las expectativas de crecimiento son altas, las empresas pueden sentirse impulsadas a solicitar más deuda considerando que sus flujos de efectivo pueden aumentar y que contarán, por lo tanto, con la capacidad de pago suficiente para poder cubrir compromisos u obligaciones mayores a las que enfrentan antes de proceder a incrementar su endeudamiento.

Otro camino de investigación que se desprende de lo anterior es el impacto que tienen las variables indirectamente en las decisiones respecto al monto convocado y al monto solicitado y, en relación con esas variables, el estudio referente a si son procesos simultáneos o son independientes uno de otro. Por otro lado, es también muy importante considerar la segmentación de los títulos de deuda de acuerdo con plazo, emisor y sector de destino de los fondos recabados y, con ello, profundizar en el análisis de los efectos de las variables que se han tomado en cuenta para llevar a cabo la investigación que se ha reseñado en el presente capítulo.

Referencias

- BADOER, D. C., y James, C. M. (2016). The determinants of long-term corporate debt. *Journal of Finance*, 71(1): 457-492.
- BAI, J. y P. Perron (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66: 47-78.
- (2003a). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18: 1-22.
- (2003b). Critical values for multiple structural change tests. *Econometrics Journal*, 6: 72-78.
- BALBOA, M. y Nieto, B. (2014). Liquidity and corporate debt market timing. *SSRN Working Paper*.
- BARRY, C. B., Mann, S. C., Mihov, V. T. y Rodriguez, M. (2008). Corporate debt issuance and the historical level of interest rates. *Financial Management*, 37 (3), 413-430.
- (2009). Interest rate changes and the timing of debt issues. *Journal of Banking y Finance*, 33(4): 600-608.
- CAMPBELL, J. Y., Sunderam, A. y Viceira, L. M. (2009). Inflation bets or deflation hedges? The changing risks of nominal bonds. *Working Paper 14701. National Bureau of Economic Research*.
- CARSTENS, A. G. y Franco, Ó. (1987). Paridad de tasas de interés y riesgo político: el caso de México. *Estudios Económicos*, 2(4): 269-294.
- CHOW G. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3): 591-605.
- DAVIS, E. P. y Fagan, G. (1997). Are financial spreads useful indicators of future inflation and output growth in EU countries? *Journal of Applied Econometrics*, 12(6): 701-714.
- DAWAR, V. (2012). Development of corporate bond market in India: Challenges and reforms. *Journal of Business and Management*, 4: 46-50.
- DE BONDT, G. (2002). Euro area corporate debt securities market: First empirical evidence. Working Paper 164. *Working Paper Series. European Central Bank*.
- DUFFE, G. R. (1996). Idiosyncratic variation of treasury bill yields. *The Journal of Finance*, 51(2): 527-551.
- DUNGEY, M., McKenzie, M. y Tambakis, D. N. (2009). Flight-to-quality and asymmetric volatility responses in US Treasuries. *Global Finance Journal*, 19(3): 252-267.
- ENGLE, Robert F. y Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- GAO, P. y Lou, D. (2013). Cross-market timing in security issuance. *SSRN Working Paper*.
- GERTLER, M. y Lown, C. (1999). The information in the high-yield bond spread for the business cycle: evidence and some implications. *Oxford Review of Economic Policy*, 15(3):132-150.
- GORTON, G. B. y Ordoñez, G. (2013). The supply and demand for safety assets. *NBER Working Paper 18732*.
- HANSEN, B. E. (1992). Tests for parameter instability in regressions with $I(1)$ processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1): 321-335.
- KING, R. y Levine, R. G. (1993). Financial intermediation and economic development, en C. Mayer y X. Vives (eds.) *Capital Markets and Financial Intermediation*. Cambridge: Cambridge University Press, pp. 156-189.

- KOUKOURITAKIS, M. (2010). Structural breaks and the expectations hypothesis of the term structure: evidence from Central European countries. *Review of World Economics*, 145(4): 757-774.
- KRISHNAMURTHY, A. y Vissing-Jorgensen, A. (2012). The aggregate demand for Treasury debt. *Journal of Political Economy*, 120(2): 233-267.
- NELSON, C. R. y Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2): 139-162.
- NINOMIYA, S. (1977). Stepwise Chow test. *Economic Studies Quarterly*, 28(1): 50-60.
- PARK, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica*, 60(1): 119-143.
- PERRON, P. (1988). Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3): 297-332.
- PHILLIPS, P. C. B. y Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1): 165-193.
- POGHOSYAN, T. (2014). Long-run and short-run determinants of sovereign bond yields in advanced economies. *Economic Systems*, 38(1): 100-114.
- RAJAN, R. G. y Zingales, L. (1998). Financial dependence and growth. *American Economic Review*, 88 (3): 559-668.
- ROUSSEAU, P. L. y Silla, R. (2001). Financial systems, economic growth, and globalization. *NBER Working Paper* 8323.
- STOCK, J. H. y Watson, M. W. (2001). Forecasting output and inflation: the role of asset prices. *NBER Working Paper* 8180.
- STULZ, R. (2000). Does financial structure matter for economic growth? A corporate finance perspective. *World Bank Conference on Financial Structure and Economic Development*. Washington, D.C.
- UCTUM, M., Thurston, T. y Uctum, R. (2006). Public debt, the unit root hypothesis and structural breaks: A multi-country analysis. *Economica*, 73(289): 129-156.
- WURGLER, J. (2000). Financial markets and the allocation of capital. *Journal of Financial Economics*, 58 (1-2): 187-214.
- ZIVOT, E. y Andrews, D. W. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3): 251-270.

SECCIÓN IV

SISTEMAS DE PENSIONES

Caracterización del número de regímenes en el desempeño de las SIEFORE mexicanas

Oscar V. de la Torre Torres

Introducción

Desde 1997 México ha tenido un proceso evolutivo en sus principales sistemas públicos de pensiones para migrar de un esquema de *reparto* (mejor conocido en la literatura técnica como de *beneficio definido*) a uno de *cuentas individualizadas* o *contribución definida*. La primera y más importante reforma se logró hacia los trabajadores privados y públicos que están afiliados por su parte patronal al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS). Esto ha redundado en una serie de beneficios principalmente fiscales al reducir la carga impositiva del financiamiento de las pensiones desde un 141.5% del PIB proyectado para 1994 a un 80% del PIB a valores presentes de 1997 (Albo *et al.*, 2007; Sales, Solís y Villagómez, 1998), lo que se ha traducido en un beneficio para la sostenibilidad de largo plazo tanto de México como de parte de su sistema de pensiones. Sin embargo, muchas asignaturas quedan pendientes, como establecer los parámetros necesarios en el sistema para que la cuantía de las pensiones y jubilaciones sea lo suficientemente adecuada al retiro, así como facilitar que la cobertura del sistema de pensiones sea lo más amplia posible (e incluso universal).

Dado esto, una de las soluciones potenciales que se tiene al problema es el desempeño adecuado de las inversiones de los recursos administrados para favorecer una mayor cantidad de los recursos ahorrados al retiro. Como consecuencia de esto, el sistema de pensiones actual contempla la posibilidad de que los ahorradores activos y afiliados al sistema puedan elegir a la sociedad de inversión especializada en fondos para el retiro (SIEFORE) de su preferencia. Sin embargo, esta elección no es informada y ruidosa como Calderón-Colín, Domínguez y Schwartz (2009) lo observan. Esto último al estudiar la elasticidad de la demanda de fondos de pensiones mexicanos. En los resultados de estos autores se hace patente el hecho de que en la industria de las AFORE¹ existe una baja competitividad, al grado de que incluso la presencia de mil AFORE en el mercado

¹ Administradoras de fondos para el retiro, las administradoras de sus correspondientes SIEFORE.

no generaría una reducción en los costos de administración como producto de la potencial competencia entre estas. Esta conclusión la atribuyen a la falta de información previamente citada, así como a la falta de cultura financiera de la mayoría de las ahorradoras y ahorradores para el retiro.

Actualmente la Comisión Nacional del Sistema de Ahorro para el Retiro (CONSAR), que es el órgano regulador del sistema de pensiones de las trabajadoras y trabajadores afiliados al IMSS e ISSSTE, así como de algunos otros sistemas de pensiones públicos y privados que decidieron afiliarse de nuevo al IMSS, supervisa el comportamiento y desempeño de las SIEFORE administradas por las propias AFORE y reporta indicadores de desempeño como es el índice de rendimiento neto pagado por una SIEFORE en un mes dado. Dicho índice de rendimiento no es más que una tasa de rendimiento que incorpora el impacto o provisión de los gastos de administración de cada AFORE en el valor neto del patrimonio de la SIEFORE en cuestión. Fuera de este indicador, no existe alguna otra métrica de desempeño de la inversión administrada por la SIEFORE, lo que lleva, como principal consecuencia, a la falta de información hacia las ahorradoras y ahorradores y a la potencial y consecuente decisión “ruidosa”. Partiendo de esta situación, se han iniciado esfuerzos tanto científicos como tecnológicos para estudiar el comportamiento y para realizar métricas de desempeño más amplias y asequibles al público en general. Los primeros esfuerzos se pueden identificar en De la Torre, Galeana y Aguilasocho (2015) o en De la Torre, Figueroa y Martínez Torre-Enciso (2015), quienes proponen el cálculo y publicación de un índice de desempeño de la política de inversión avalada por la CONSAR (2017), misma que puede ser contrastada con el comportamiento histórico de cada SIEFORE, organizada por tipo de SIEFORE.² En específico, estas dos publicaciones sugieren ya sea un índice de desempeño calculado con la posición al cierre de mes en cada uno de los tipos de activos o un portafolio de mínima varianza del tipo de activos autorizado en la política de inversión. Con estos portafolios teóricos se calcularía un índice que modele el comportamiento que debe tener la política de inversión de cada tipo de SIEFORE y el sistema. Esta propuesta ya fue tomada en consideración por Standard & Poors hoy en día, al grado de que se tienen los denominados S&P/BMV Mexico Target Risk Index Series en donde se

² Actualmente el sistema de pensiones mexicano regulado por la CONSAR es un esquema de inversión de tipo de “ciclo de vida” en el que se tienen cuatro tipos de SIEFORE para los ahorradores en activo (tipo 4 para trabajadores menores de 36 años hasta tipo 1 para trabajadores mayores de 60 años). La SIEFORE tipo 4 es más riesgosa en su política de inversión como se aprecia en el cuadro 1.

modela la política de inversión con cuatro tipos de índice (S&P Dow Jones Índices LLC, 2015):

1. S&P/BMV Mexico Target Risk Conservative Index
2. S&P/BMV Mexico Target Risk Moderate Index
3. S&P/BMV Mexico Target Risk Growth Index
4. S&P/BMV Mexico Target Risk Aggressive Index

Cada uno de ellos se enfoca a su correspondiente perfil de riesgo y rendimiento por medio de diferentes niveles de inversión en dos de los tipos de activos autorizados por la CONSAR, como son acciones (mexicanas y extranjeras) y bonos mexicanos.

Partiendo de la publicación de estos índices, se presenta la pregunta que motiva el presente trabajo: determinar si realmente las series de tiempo de estos cuatro índices de desempeño de SIEFORE, se pueden caracterizar con el filtro de Hamilton, en un contexto de dos regímenes y con función de verosimilitud gaussiana.

El responder a esta pregunta tiene importantes implicaciones en materia de conocimiento y selección de fondos de pensiones. Esto debido a que el determinar si el comportamiento del régimen de inversión de las SIEFORE se puede modelar con dicho filtro, permitirá a las ahorradoras y ahorradores saber cuál es el perfil riesgo-rendimiento en un contexto de estabilidad (baja volatilidad) en los mercados financieros y cómo puede ser esta relación en un contexto de estrés o crisis (alta volatilidad).

Dada esta pregunta y motivaciones, se establece el objetivo del presente capítulo: demostrar que es apropiado utilizar el filtro de Hamilton, en un contexto de dos regímenes gaussianos, para modelar la serie de tiempo de los rendimientos de los cuatro índices S&P Target Risk de las SIEFORE.

De manera complementaria a las implicaciones anteriormente citadas, la consecución de este objetivo permitirá dar validez a la propuesta de utilizar mediciones de riesgo y rendimiento en dos regímenes o contextos de la realidad para la toma de decisiones de inversión. En términos conceptuales o de generación de conocimiento a su vez, la consecución del presente objetivo demostrará la pertinencia de las técnicas matemático-econométricas para evaluar el desempeño del ahorro para el retiro en un contexto de dos regímenes y tendrá implicaciones importantes en la economía financiera. Una muy importante de estas es reducir la selección ruidosa y poco informada (con poca eficiencia informacional) que las (los) ahorradoras (es) realizan de su AFORE.

Partiendo del objetivo e implicaciones teóricas y prácticas del presente trabajo, se establece la estructura de la situación retórica en el mismo. En el si-

guiente apartado se desarrollan a mayor detalle los antecedentes que motivan el objetivo del presente trabajo y se describe el filtro de Hamilton (1989, 1990, 1994) como método de estudio en el presente. En el segundo apartado, se hace una revisión de la literatura que inspira y motiva el presente, misma que será de utilidad para dar fundamento a la metodología a emplear. En el tercer apartado se hace una revisión de los datos de entrada, su obtención y procesamiento, así como los resultados observados. Finalmente se exponen las conclusiones y guías de investigación futuras.

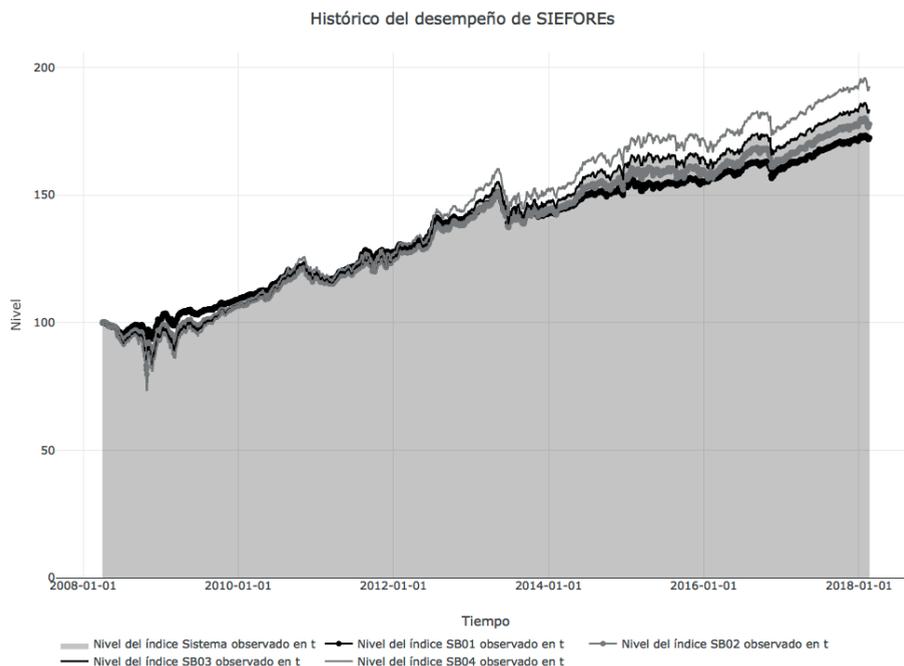
Antecedentes y contexto que motivan el presente capítulo:

¿Por qué es de interés utilizar el filtro de Hamilton para modelar el comportamiento de los índices de las SIEFORE?

Actualmente la CONSAR no publica, de manera abierta y directa, índices de desempeño de las SIEFORE. Solamente lo hace a través de la descarga de los precios en bolsa (libres de costos por administración) por medio de un archivo en su portal (CONSAR, 2018). Ante esta situación, se han realizado múltiples revisiones y propuestas para medir el desempeño de las SIEFORE, a efecto de generar eficiencia informacional en el proceso decisorio de las ahorradoras y ahorradores del sistema de pensiones público mexicano. En este sentido surge una pregunta de cómo es el desempeño de las SIEFORE de manera histórica. Para responder la misma se presenta el rendimiento histórico de las SIEFORE, medido con el índice publicado por la CONSAR (2018) para cada uno de los cuatro tipos de SIEFORE, así como para el histórico del desempeño de todo el sistema. En la misma se aprecia una cierta homogeneidad al principio y, al final del periodo de revisión (19 de febrero del 2018), se pueden notar las diferencias en desempeño de las SIEFORE tipo 3 y 4 y del sistema.

A pesar de lo anterior, es de interés observar algunos periodos de desempeño como son el primero en la gráfica (año 2008 que corresponde a los movimientos consecuentes a la crisis financiera del 2007-2008) y los años 2001 y 2013 que se caracterizaron por la crisis de deuda de los países europeos, junto con el movimiento de corrección de noviembre de 2016. En este sentido, es de interés hacer un análisis en donde se filtren los precios o rendimientos pagados por las SIEFORE en los periodos de “buen desempeño” o comportamiento sin volatilidad en los mercados financieros, así como los que corresponden a periodos de “estrés”, “mal desempeño” o alta volatilidad como los citados.

Gráfica 1. Desempeño histórico de las Siefore para el periodo
1 de abril de 2008 al 19 de febrero de 2018



Fuente: elaboración partiendo de CONSAR (2017).

Cuadro 1. Política de inversión autorizada por la CONSAR para las sociedades
de inversión especializadas en fondos para el retiro

| Restricción por tipo de activo (mín/máx) | SIEFORE Básica pensiones | SIEFORE Básica 1 | SIEFORE Básica 2 | SIEFORE Básica 3 | SIEFORE Básica 4 | Presente trabajo |
|--|--------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Bonos emitidos por el Gobierno Federal | (51%/100%) | (51%/100%) | (0%/100%) | (0%/100%) | (0%/100%) | (20%/100%) |
| Bonos corporativos mexicanos | (0%/100%) | (0%/100%) | (0%/100%) | (0%/100%) | (0%/100%) | (10%/100%) |
| Acciones mexicanas | (0%/5%) | (0%/5%) | (0%/25%) | (0%/30%) | (0%/40%) | (2%/40%) |
| Bonos corporativos y gubernamentales extranjeros | (0%/100%) | (0%/100%) | (0%/100%) | (0%/100%) | (0%/100%) | (0%/100%) |

(continuación)

| Restricción por tipo de activo (mín/máx) | SIEFORE Básica pensiones | SIEFORE Básica 1 | SIEFORE Básica 2 | SIEFORE Básica 3 | SIEFORE Básica 4 | Presente trabajo |
|--|--------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Mercados accionarios extranjeros | (0%/5%) | (0%/5%) | (0%/25%) | (0%/30%) | (0%/40%) | (0%/40%) |
| Mercancías | 0% | 0% | (0%/5%) | (0%/10%) | (0%/10%) | (0%/10%) |
| Exposición al riesgo cambiario | SIEFORE Básica pensiones | SIEFORE Básica 1 | SIEFORE Básica 2 | SIEFORE Básica 3 | SIEFORE Básica 4 | Presente trabajo |
| Títulos denominados en moneda extranjera | 0% | (0%/20%) | (0%/20%) | (0%/20%) | (0%/20%) | (0%/20%) |

Fuente: elaboración partiendo de CONSAR (2017).

Derivado de lo anterior, surge la pregunta específica de si es adecuado el aplicar un filtro de dicha naturaleza como el descrito. Es decir, si es factible y apropiado, en términos estadísticos, emplear un filtro de los datos como el que propone Hamilton (1989, 1990, 1994) en donde se conoce la serie de tiempo y se sabe que la misma puede ser modelada con una función de probabilidad ya no unimodal, sino multimodal en donde cada segmento de la misma corresponde a un régimen s de comportamiento que, para fines del presente trabajo, puede ser un periodo “normal” o de “buen” desempeño con baja volatilidad ($s=1$) o uno de un periodo de “estrés” o “mal desempeño” con niveles de alta volatilidad ($s=2$). Según la propuesta de Hamilton (1990, 1989, 1994), conocida como “filtro de Hamilton”, cada uno de los regímenes o estados de la naturaleza en los que se puede subdividir el comportamiento de la serie de tiempo tiene, a su vez, un comportamiento aleatorio y no observable por la analista, mismo que se puede aproximar por medio de una cadena markoviana de s estados y que tiene sus correspondientes probabilidades de transición entre cada uno. Partiendo de lo anterior, ahora se puede obtener un vector de parámetros que consista no solo en la media y la desviación estándar de la serie de tiempo x de una SIEFORE o tipo de SIEFORE dado por $\theta = [\mu_i, \sigma_i]$, sino en una media y una desviación correspondiente a cada uno de los regímenes s , así como la probabilidad $\xi_{s=i,t} = P(s = i \vee x, \mu_{s=i}, \sigma_{s=i})$ de estar en cada uno de ellos en t :

$$\theta = [\mu_{s=1}, \mu_{s=2}, \sigma_{s=1}, \sigma_{s=2}, \xi_{s=1,t}, \xi_{s=2,t}] \quad (1)$$

De manera complementaria, se tiene como resultado adicional, una matriz de dimensiones $S \times S$ de probabilidades de transición en donde se presenta la probabilidad $\pi_{s=i,j}$ de migrar de un estado i a uno j (se denota una de 2×2 para fines del trabajo):

$$P = \begin{bmatrix} \pi_{i,j} & \pi_{i,j} \\ \pi_{i,j} & \pi_{i,j} \end{bmatrix} \quad (2)$$

De todos los parámetros resultantes para la serie de tiempo, son de interés para el análisis del desempeño de una SIEFORE las medias $\mu_{s=i}$, las desviaciones estándar $\sigma_{s=i}$ y las probabilidades $\xi_{s=i,t}$ de estar en cada estado o régimen. Con estos datos a mano las ahorradoras y ahorradores podrían determinar la SIEFORE que paga el mejor rendimiento, dada la probabilidad, ahora conocida, de que la misma se encuentre en un periodo “normal” (de “buen desempeño”) o en uno de “estrés” (“mal desempeño”).

Sin embargo, la pregunta natural que motiva el presente trabajo es determinar si realmente las series de tiempo de las SIEFORE, en específico de sus índices de desempeño, se pueden caracterizar con el filtro de Hamilton para los dos regímenes o estados de la naturaleza previamente descritos. Dado esto, es que se establece el objetivo de responder a dicha pregunta en un contexto en donde se supone que la función de verosimilitud empleada para estimar es una gaussiana con dos regímenes o estados de la naturaleza.

Una vez realizada esta introducción al objetivo del trabajo y los antecedentes que lo motivan, se realizará una revisión general e introductoria de los principales trabajos que son antecedentes del actual, seguido de la descripción del procesamiento de datos y su correspondiente análisis de resultados.

Revisión de la literatura que motiva el presente capítulo

Desde la reforma del sistema de pensiones de 1997 en México, se han realizado varios estudios que primordialmente se enfocaron a la suficiencia financiera y los beneficios macroeconómicos logrados por atender con la misma. Dentro de los más observables se encuentra el trabajo de Sales, Solís y Villagómez (1998) quienes revisan los impactos y limitantes de la citada reforma y motivan posteriores trabajos técnicos como el de Albo *et. al.* (2007) quienes también hacen una revisión y actualización de la reforma diez años después, presentando algunas sugerencias de interés para incrementar la cuantía de la pensión al retiro y mejorar el impacto macroeconómico y el financiamiento de las mismas. Dentro de sus propuestas se pueden destacar algunas como son:

1. La necesidad de incrementar a más de 11% el monto actualmente aportado a la pensión.

2. Permitir que otros sectores no asalariados como patrones o personas físicas con actividad empresarial puedan cotizar y aportar al sistema de pensiones.
3. Sustituir el sistema de cuentas individuales con elección personal o individual de la AFORE, por un sistema que también comprenda cuentas individuales en el que exista un solo gestor institucional o público de los fondos quien, a su vez, podría asignar a uno o varios manejadores de inversiones los recursos administrados.

Posterior a ellos, un trabajo relevante que motiva, en parte los objetivos de aplicación tecnológica del presente es el de Calderón-Colin, Domínguez y Schwartz (2009) quienes emplean el modelo microeconómico de Gabaix y Leibson (2004) para medir la elasticidad precio-demanda aplicable a los fondos de pensiones. En su primordial objetivo, se encuentra la necesidad de saber si el número de competidores (AFORE) tiene un impacto en los niveles de competitividad (situación también estudiada para las AFORE y fondos de pensiones latinoamericanos por Guillén (2011), al grado de que los costos de administración no obtendrían una disminución importante si hubiera mil o más AFORE en el mercado. Esto los llevó a concluir sobre la existencia de una inelasticidad en la demanda y que los cambios de AFORE se deben primordialmente a una decisión desinformada y “ruidosa”, ya que la elección se basa en realidad en el efecto que tiene el hecho de que determinada AFORE cuenta con esfuerzos de mercadotecnia importantes o si la AFORE seleccionada pertenece a una aseguradora o institución financiera (prácticas de *back to back*). Como resultado de sus conclusiones, el bajo nivel de eficiencia informacional en la selección de AFORE es lo que motiva el presente trabajo y lleva, como se estableció en el apartado anterior, a la necesidad de responder la pregunta de si el desempeño de las SIEFORE puede modelarse con dos o más regímenes de volatilidad con una función de probabilidad gaussiana.

Algunas de las propuestas o respuestas a la necesidad de incrementar la eficiencia informacional vía la cultura financiera (por un lado), así como de la publicación de más, mejores y más comprensibles métricas de desempeño, se pueden apreciar en el trabajo de De la Torre, Galeana y Aguila-socho (2015) quienes proponen emplear la metodología de los índices objetivo para fondos de ciclo de vida³ (S&P Dow Jones Índices LLC, 2012) en Estados Unidos al utili-

³ Cabe atraer a la atención que el diseño de la política de inversión de las SIEFORE autorizado por la CONSAR corresponde a un estilo de inversión de ciclo de vida (Bodie, Merton, and

zar las posiciones finales de las SIEFORE en cada tipo de activo como niveles de inversión e índices representativos de cada mercado como “activo” financiero en el portafolio. Su propuesta se encamina a medir cuál es el rendimiento que la política de inversión (ya ejecutada en el proceso de administración de portafolios) tuvo para cada tipo de SIEFORE. De manera complementaria, De la Torre, Galeana y Martínez (2015) prueban la eficiencia media-varianza de un índice calculado con el método de mínima varianza, mismo que mide el desempeño de la política de inversión de todo el sistema de SIEFORE *versus* un índice que mide la misma política de inversión pero determinando las ponderaciones de los tipos de activos al maximizar el índice de Sharpe (portafolio tangente a la frontera eficiente según la teoría clásica de portafolios). En sus resultados los autores encuentran que no existe una diferencia significativa en la eficiencia media varianza entre el *benchmark* de mínima varianza y el que maximiza el índice de Sharpe, por lo que el empleo de uno de estos es indiferente para el caso de la política de inversión de las SIEFORE.

De manera complementaria y como motivación clave para el presente trabajo se tiene el trabajo de Martínez y Venegas (2014) quienes emplean modelos ARIMA-GARCH para modelar el desempeño de las SIEFORE tipo 1 y 2, resaltando que estos fondos presentan comportamientos de conglomerados de volatilidad, mismos que son asimétricos. Por otro lado resaltan que el riesgo adicional tomado por las SIEFORE tipo 2 al invertir en renta variable no es justificado por el nivel de rendimiento adicional logrado. Siguiendo esta línea de estudio relativa al modelado más apropiado del nivel de exposición al riesgo en las SIEFORE, Santillán, Martínez y López Herrera (2016) emplean modelos ARFIMA-GARCH para hacer lo propio en todos los tipos de SIEFORE relativas a las trabajadoras y trabajadores en activo.⁴ En sus resultados encuentran que los rendimientos de las SIEFORE con periodicidad diaria de los índices de desempeño de cada tipo presentan conglomerados de volatilidad y persistencia alta en los mismos, situación que fundamentan con la presencia de una integración fractal o fraccionaria, aproximada en su volatilidad con modelos GARCH (1,1), TGARCH (1,1), IGARCH (1,1) y FIGARCH (1,1). Sus resultados son una motivación fundamental de las pruebas a realizar en el presente ya que la persistencia alta de los conglomerados de volatilidad puede justificarse por dos vías: la primera de ellas es la integración fraccionaria por ellos estudiada y la segunda la presencia de dos o más regímenes de volatili-

Samuelson, 1992) en donde los objetivos de inversión cambian conforme la inversionista incrementa su edad y su panorama laboral.

⁴ SIEFORE básicas es el término técnico aplicable, según la terminología de la CONSAR.

dad en la serie de tiempo x de los rendimientos de las SIEFORE. Esta última cuestión es la que se desea abordar, como motivación esencial.

Una vez que se ha descrito la secuencia de investigaciones relacionadas a este trabajo y la fundamentación sobre la necesidad de modelar la presencia de dos o más regímenes de volatilidad, es de necesidad hacer una breve revisión de los trabajos que estudian el empleo del filtro de Hamilton (1989), dado en (1) y (2), en la medición del desempeño y exposición al riesgo en instrumentos financieros o portafolios. Cabe resaltar que la siguiente exposición será somera pero busca ilustrar los beneficios del citado filtro de Hamilton (1989) para los fines deseados en este trabajo de investigación.

Dentro de un estudio aplicado a los ciclos económicos latinoamericanos y la coincidencia en sus fases de expansión y contracción, se puede citar el trabajo de Mejía-Reyes (2000) quien estudia los ciclos expansivos con datos del PIB real per cápita de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela y los compara con los propios de Estados Unidos. Sus conclusiones le llevan a observar que no existe un ciclo “latinoamericano” y que los países que tienen coincidencias en sus ciclos se deben a causas específicas al par estudiado. En ese mismo tenor, el trabajo de Chauvet (2000) es fundamental para caracterizar los ciclos expansivos y de contracción de la economía de Estados Unidos, al grado de que su propuesta es empleada hoy en día para determinar la probabilidad de que dicha nación se encuentre en recesión, dados los valores observados de una serie de variables propias del método de cálculo del indicador adelantado.

En un enfoque más propio de los mercados financieros, se puede mencionar el trabajo de Pérez-Quirós y Timmerman (2000) quienes revisan el nivel de riesgo de empresas pequeñas que cuentan con poco colateral. Esto en comparación con empresas más grandes y solventes, ante cambios en las condiciones de los mercados de crédito. Sus conclusiones llevan a resaltar el hecho de que las pequeñas empresas de la muestra tienen un desempeño con riesgo asimétrico en periodos de crisis crediticia, impactando con esto su rendimiento esperado en los mercados financieros. De manera paralela, se citan los trabajos de Ang y Chen (2002) y de Ang y Bekaert (2002a; 2002b) enfocados al estudio y aplicación de las no linealidades presentes en las correlaciones y en el comportamiento de los tipos de activo de un portafolio internacionalmente diversificado, ante cambios de régimen (dos regímenes). Sus estudios los lleva a aplicar su modelado, así como sus resultados tanto a la cuantificación de las correlaciones de activos, como a aplicaciones específicas para la administración activa de carteras, dando con sus resultados apoyo al empleo de este tipo de modelos en la administración de inversiones.

De manera afín al presente trabajo, se tiene el de Areal, Cortez y Silva (2013) quienes estudian el desempeño de fondos enfocados a la inversión socialmente responsable al elaborar índices o portafolios que emplean una selección positiva de acciones socialmente responsables y otro índice con acciones “viciosas” o “pecaminosas” que realizan actividades contrarias a la responsabilidad social empresarial. Al medir con el filtro de Hamilton (1989) el desempeño de estos y otros portafolios elaborados con criterios específicos como los religiosos o los ambientales, los autores descubren que el fondo “vicioso” o “pecaminoso” no tiene una mayor estabilidad en tiempos de crisis, lo que refuta una de las posiciones de que se pierde eficiencia media-varianza al realizar inversión socialmente responsable. De manera complementaria, De la Torre y Martínez (2013; 2015) replican lo propio para el caso mexicano y llegan a conclusiones análogas al emplear el filtro de Hamilton en el IPC sustentable *v.s.* el IPCcomp y el IPC.

Por último se tienen los trabajos de Kritzman, Page y Turkington (2012) quienes emplean el algoritmo de Baum y Welsh (Baum *et al.*, 1970) para realizar la administración activa de un portafolio con múltiples tipos de activos. Sus resultados llevan a observar el beneficio de emplear el filtro de Hamilton (1989) para generar *alpha* o rendimientos adicionales a una estrategia de administración pasiva de portafolios.

Hasta este punto, partiendo de estas dos revisiones no exhaustivas de la literatura que motiva el presente trabajo, se ha fundamentado el objetivo a lograr en este trabajo. Una vez hecho esto, se procederá a la revisión de los datos, su procesamiento y los resultados observados con las pruebas aplicadas.

Fase experimental

Obtención y procesamiento de los datos

Para poder determinar si es apropiado modelar el comportamiento de las SIEFORE básicas con dos regímenes, se obtuvieron los valores históricos de los índices de desempeño determinados con el precio en bolsa de las SIEFORE, mismos que son publicados por la CONSAR (2018). Los niveles estudiados para los mismos comprenden, para cada caso, de la información histórica de periodicidad semanal que se tiene desde el primero de julio de 1997 para los casos que aplica como las SIEFORE tipo 2 hasta el 19 de febrero de 2018. Con los niveles observados en cada índice $P_{i,t}$, se calculó el rendimiento de composición continua dado por la siguiente expresión:

$$r_{i,t} = \ln (P_{i,t} - P_{i,t-1}) \quad (3)$$

Con los mismos se determinó el filtro de Hamilton (1989) con el método de cuasi máxima verosimilitud, empleando el algoritmo de inferencia explicado en Hamilton (1994) y utilizado en la paquetería de R® desarrollada por Perlin (2012).

Dentro de los insumos de salida que se lograron, está el logaritmo de la función de verosimilitud de dos regímenes dada por Hamilton (1994):

$$LLF = P(\theta) = \sum_{t=1}^T \left[\ln \left(\sum_{s=1}^S \frac{\xi_{s=i,t}}{\sqrt{2\pi\sigma_{s=i}}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x_{t=i} - \mu_{s=i}}{\sigma_{s=i}} \right)^2} \right) \right] \quad (4)$$

Con el mismo se determinaron los niveles de los criterios de información de Akaike (1974) o AIC, el de Schwarz (1978) o criterio de información bayesiana (BIC), y el de Hannan-Quinn (1979) o HQ que se presentan de manera respectiva en las siguientes expresiones, siendo k el número de términos en la ecuación:

$$AIC = -2 \cdot \ln \ln(LLF) + 2k \quad (5)$$

$$BIC = \ln \ln(T)k - 2 \ln(LLF) \quad (6)$$

$$HQ = -2 \cdot \ln \ln(LLF) + 2k \ln(\ln(T)) \quad (7)$$

Cabe señalar que, para el caso en donde se supone la presencia de un solo régimen para modelar la serie de tiempo, la expresión dada en (4) se simplifica debido a que se pierde la sumatoria interior $\sum_{s=1}^S (\cdot)$. Esto al aplicarse la función gaussiana monomodal. Es decir, con una sola media y desviación estándar.

Los criterios de información dados de (5) a (7), serán los estadísticos *portman-teau* que se utilizarán para determinar si la serie de tiempo de los tipos de SIEFORE estudiadas pueden o no ser modelados con dos regímenes o estados de la naturaleza o con solo uno. Esto permite establecer una hipótesis de trabajo:

H_0 : “La serie de tiempo x de las SIEFORE estudiada se puede modelar con dos regímenes”, misma que se comprobará con la siguiente regla de aceptación:

$$SeaceptaH_0: \Leftrightarrow AI C_{2regimenes} / BI C_{2regimenes} / HQ_{2regimenes} < AI C_{1regimen} / BI C_{1regimen} / HQ_{1regimen} \quad (8)$$

De manera complementaria, se presentarán algunas gráficas que ayudarán a identificar los rendimientos del régimen correspondiente en periodos “norma-

les” o de “buen desempeño”, en comparación con los periodos de “estrés” o “mal desempeño”. Esto para apreciar las magnitudes de los rendimientos, las funciones de probabilidad ya filtradas y las bandas de fluctuación en cada régimen, así como para realizar una inspección visual del ajuste logrado.

Por último, se resumirán los datos con una gráfica de violín, que no es más que una variante de los diagramas de caja (*boxplot*) en donde se separará el diagrama de caja y la función de probabilidad empírica (un Kernel gaussiano) del régimen “normal” o de “buen desempeño” a la derecha y al de “crisis” o “mal desempeño” a la izquierda. Para identificar a cada tipo de SIEFORE en los cuadros y gráficas se establecieron los ticker SB01 a SB04 para identificar los tipos de SIEFORE 1 a 4, así como el ticker “SISTEMA”, para identificar los resultados del índice de desempeño de todo el sistema de SIEFORE básicas.

Una vez establecido el origen y procesamiento de los datos, se procederá a revisar los principales resultados identificados.

Revisión de resultados

Como primer punto de revisión se tienen los principales parámetros estadísticos logrados tanto en un solo régimen como en el caso de la existencia de dos regímenes. Esto se puede apreciar en el cuadro 2. En la misma se puede notar la caracterización de los rendimientos y desviaciones estándar. Como una nota metodológica, la serie de tiempo de las SIEFORE tipo 2 es más grande ya que es la que se ha medido desde 1997, seguida del tipo 1, que comenzó a medirse en el año 2005, finalizando con los tipos 3 y 4 que comienzan a medirse en el año 2008. Dicho esto, es de esperar que, con un poco más de información histórica (por un lado) y el hecho de que antes de 2005 no se invertía en capitales en las SIEFORE (por otro) este tipo es de SIEFORE (la SB02) es la que presenta el mayor rendimiento promedio semanal al calcularse para toda la serie de tiempo (sin regímenes). Esto se puede apreciar por el hecho de que el índice de todo el sistema de SIEFORE presenta prácticamente el mismo rendimiento esperado y desviación estándar que las SB02.

Cuadro 2. Parámetros estadísticos (expresados en %) logrados en la serie de tiempo de cada índice de SIEFORE tanto en el escenario de un solo régimen como de dos.

| Índice | Media con un solo régimen | Desv. est. con un solo régimen | Media en periodo “normal” | Media en periodo “estrés” | Desv. est. en periodo “normal” | Desv. est. en periodo “estrés” |
|---------|---------------------------|--------------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| SB01 | 0.120% | 0.690% | 0.150% | 0.070% | 0.300% | 1.410% |
| SB02 | 0.190% | 0.810% | 0.260% | -0.170% | 0.200% | 1.350% |
| SB03 | 0.120% | 1.260% | 0.150% | -0.140% | 0.680% | 3.530% |
| SB04 | 0.130% | 1.430% | 0.090% | 0.550% | 0.620% | 3.640% |
| Sistema | 0.190% | 0.900% | 0.240% | -0.020% | 0.400% | 1.970% |

Fuente: elaboración propia con base en las pruebas realizadas y con datos de CONSAR (2018).

De amplio interés es la caracterización de la media y la desviación estándar, parámetros que, al filtrarse para cada régimen, muestran los beneficios de la política de inversión.

Como es de esperar, los tipos de SIEFORE más expuestos a activos más riesgosos (como son los valores de renta variable) presentan rendimientos esperados semanales negativos en los periodos de “mal desempeño” o “estrés”, siendo una notoria excepción las SIEFORE tipo 4 con rendimientos positivos en citado periodo. Las razones de este resultado pueden sugerirse en ya sea el método de filtrado o en el hecho de que algunas SIEFORE de este tipo han presentado rendimientos extraordinarios. Desafortunadamente la prueba de estos dos enunciados sale de la óptica y objetivos del presente, dejando esta tarea como recomendación para futuros trabajos.

Lo que sí ha mostrado una consistencia en los valores esperados observados en el estudio son los niveles de riesgo o volatilidad en cada tipo de SIEFORE ya que, tanto en los periodos “normales” y los de “estrés”, las SIEFORE tipo 1 muestran los niveles más bajos de desviación estándar.⁵

Una vez que los parámetros estadísticos calculados sugieren que es más apropiado filtrar la serie de tiempo del desempeño de las SIEFORE en dos regímenes y una vez que se tiene una mayor claridad de los niveles de riesgo y rendimiento esperados en cada estado de la naturaleza, se debe determinar si es adecuado (en términos estadísticos) aplicar el filtro de Hamilton o no. Para ello, se realizará el empleo de estadísticos *portmanteau* o criterios de información como el de

⁵ Se reitera, las SIEFORE tipo 1 tienen menos información histórica por ello la inconsistencia en el segundo régimen y las tipo 4 los más altos.

Akaike (1974), Schwarz (1978) y Hannan-Quinn (1979). Estos se logran partiendo del logaritmo de la función de verosimilitud expuesta en (4) y sus valores observados se presentan en el cuadro 3.

Cuadro 3. Criterios de información calculados al estudiar la serie de tiempo de cada tipo de SIEFORE en 1 y 2 regímenes o estados de la naturaleza

| Índice | Akaike (1 régimen) | Akaike (2 regímenes) | Schwarz (1 régimen) | Schwarz (2 regímenes) | H-Q (1 régimen) | H-Q (2 regímenes) |
|---------|--------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------|-------------------|
| sb01 | -4,867.2226 | -5,276.8484 | -4,862.6961 | -5,267.7954 | -4,865.4709 | -5,273.3449 |
| sb02 | -7,318.9154 | -8,057.1254 | -7,313.9335 | -8,047.1615 | -7,317.0288 | -8,053.3521 |
| sb03 | -3,044.6923 | -3,387.7462 | -3,040.4462 | -3,379.2540 | -3,043.0284 | -3,384.4184 |
| sb04 | -2,919.4409 | -3,226.5263 | -2,915.1948 | -3,218.0341 | -2,917.7770 | -3,223.1985 |
| Sistema | -7,094.0888 | -8,030.5980 | -7,089.1069 | -8,020.6341 | -7,092.2022 | -8,026.8246 |

Fuente: elaboración propia con base en las pruebas realizadas y con datos de CONSAR (2018).

Como se puede apreciar, los tres criterios de información utilizados arrojan valores más negativos o pequeños para el caso en el que se aplica el filtro de Hamilton para caracterizar las series de tiempo de cada tipo de SIEFORE en dos regímenes o estados de la naturaleza. Con esto, se tiene evidencia cuantitativa para aceptar la hipótesis nula operacionalizada en (8).

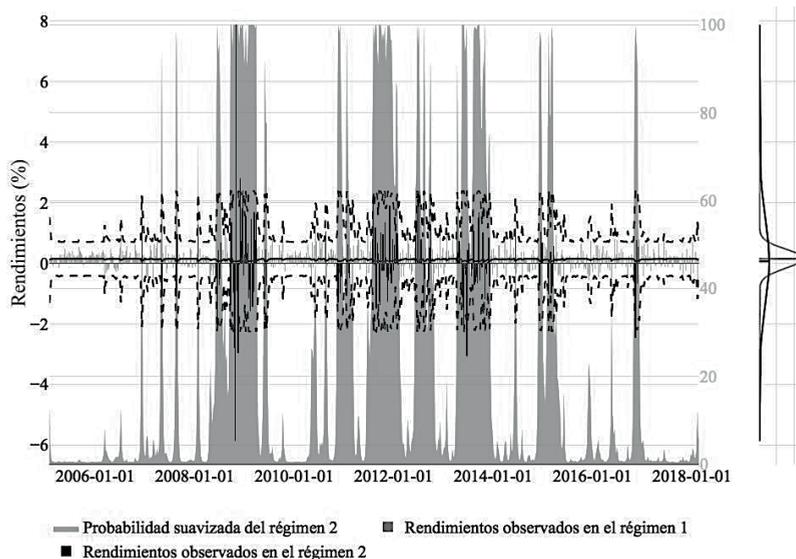
Haciendo una prueba visual y en retrospectiva (*backtest*) introductoria, se puede apreciar en la gráficas 2 el comportamiento del rendimiento de las SIEFORE tipo 1, así como las bandas de volatilidad (líneas punteadas) como cuantificación a dos colas del valor en riesgo (var) a un 95% de probabilidad de suceso. Este último valor se cuantifica según el régimen o estado de la naturaleza en la que se encuentra la SIEFORE en t . Como se puede apreciar, son pocas las fechas en las que se tienen rendimientos negativos más bajos a lo esperado (4 en total), situación que es propia del régimen de “estrés” o “mal desempeño”, cuya característica principal, según se puede apreciar en el cuadro 2, es tener rendimientos esperados más bajos y desviaciones estándar (volatilidades) más altas que durante el régimen “normal”.

Como se puede apreciar a la derecha de la gráfica 2, el filtro de Hamilton permite caracterizar dos funciones de probabilidad aplicables a cada régimen. Por ejemplo, la línea color negro corresponde al régimen o periodos de “estrés” y presenta una campana con colas más largas (como era de esperarse en términos teóricos).

En la gráfica 3 se presenta lo propio para el caso de las SIEFORE tipo 2. En la misma se tienen resultados similares en términos de las bandas de fluctuación, con la diferencia de que, en los periodos de “mal desempeño” o “estrés” como es el caso del observado durante los años 2008-2009 se tuvieron variaciones porcentuales más altas a las bandas de fluctuación a 95% probabilidad. Esto porque la serie de tiempo se encontraba en el citado régimen de “estrés” y debido a que este tipo de SIEFORE, según se presenta en el cuadro 1, tiene una mayor exposición (en relación con el tipo 1) a instrumentos de renta variable, a mercancías y a instrumentos denominados en moneda extranjera.

De manera complementaria, se puede apreciar la gráfica 4 en donde se exponen los resultados del filtrado aplicado a las SIEFORE tipo 3. Contrario a las SIEFORE tipo 2 en donde es mayor el número de movimientos positivos o negativos más extremos que las bandas de fluctuación o var, el número de ocasiones en las que se da esta menos (prácticamente uno) durante el periodo de “estrés” de finales del año 2008 y la primera mitad de 2009. Estos corresponden, al igual que en los tipos de SIEFORE anteriormente revisados, al periodo de la crisis financiera que el mundo y México sufrieron en el citado periodo.

Gráfica 2. Rendimientos observados en las Siefore tipo 2 vs. la probabilidad de estar en el régimen 2 y las bandas de fluctuación a 95% de probabilidad



Fuente: elaboración propia con base en las pruebas realizadas y con datos de CONSAR (2018).

De manera complementaria se expone la gráfica 5 con el desempeño de las SIEFORE tipo 4 durante los periodos o regímenes “normales” y de “estrés”, llegando prácticamente a los mismos resultados que las SIEFORE tipo 3, teniendo como diferencia sustancial, los niveles de rendimiento esperado y riesgo que, como se puede apreciar en el cuadro 2 y en las funciones de probabilidad color negro de la sección derecha de las gráficas 4 y 5, la media de las SIEFORE tipo 4 es mayor a cero.

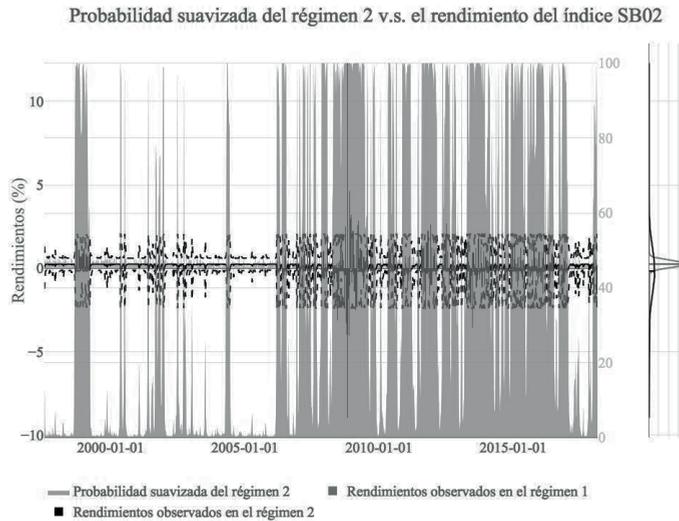
Por último, se expone la gráfica 6 con el desempeño de todo el sistema de SIEFORE básicas. En la misma se aprecia que, para medir el riesgo de todas las SIEFORE básicas en conjunto, así como para cuantificar su media o rendimiento esperado, es apropiado establecer una caracterización de dos regímenes de comportamiento o estados de la naturaleza.

Todos los resultados revisados hasta ahora pueden complementarse con lo presentado en la gráfica 7 en donde se exponen los diagramas de “violín” de cada tipo de SIEFORE. Este tipo de diagrama se caracteriza, como se expuso previamente, por combinar un diagrama de caja (*boxplot*) convencional con una función no paramétrica de probabilidad (kernel gaussiano). Incluso el diagrama de caja y la mencionada función de probabilidad pueden aplicarse a dos segmentos diferentes de la muestra de datos.⁶ De ahí toma el nombre de gráfica de violín. En la misma se puede apreciar que es adecuado, en complemento a lo revisado en el cuadro 2, caracterizar el comportamiento de las SIEFORE en dos regímenes. Incluso la gráfica da luz del grado de ajuste y la forma de la función de probabilidad de cada régimen. Asimismo, se puede apreciar que el comportamiento del régimen 2 puede ser también caracterizado en dos subregímenes (se aprecian dos crestas en todas las SIEFORE). Es decir que la serie de tiempo puede ser modelada no solo en dos, sino en tres regímenes o estados de la naturaleza. Sin embargo, dada la limitación de espacio con que se cuenta en este libro, así como la óptica del mismo, el estudio de esta posibilidad se deja para trabajos que seguirán al presente. Esto se determina así, debido a que el ajuste de más de dos regímenes requiere revisiones adicionales y métodos cuantitativos que permitan llegar a una solución factible.

Como revisión final a los resultados logrados, se tiene lo expuesto en el cuadro 4, en donde se presenta un resumen de las probabilidades de transición para cada régimen en cada tipo de SIEFORE, así como la duración promedio de cada SIEFORE en cada régimen. Esto se expone para fines informativos y de futuros análisis.

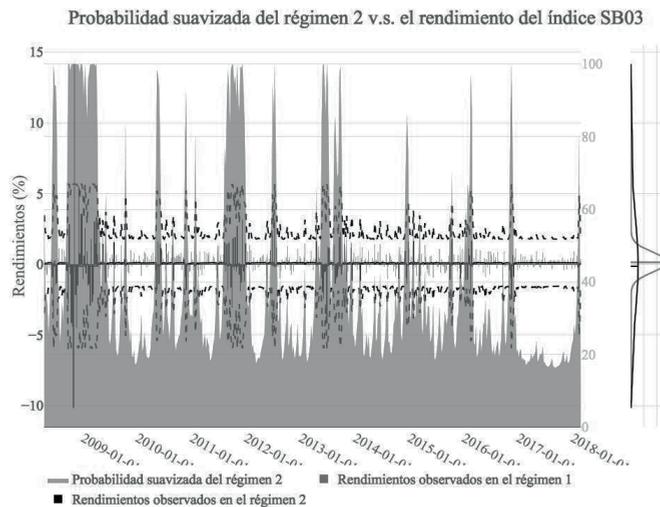
⁶ En este caso a datos correspondientes a cada régimen o estado de la naturaleza y mostrar la caja y probabilidad de un segmento en un lado y el análisis correspondiente a los demás datos restantes en el otro.

Gráfica 3. Rendimientos observados en las Siefore tipo 2 vs. la probabilidad de estar en el régimen 2 y las bandas de fluctuación a 95% de probabilidad



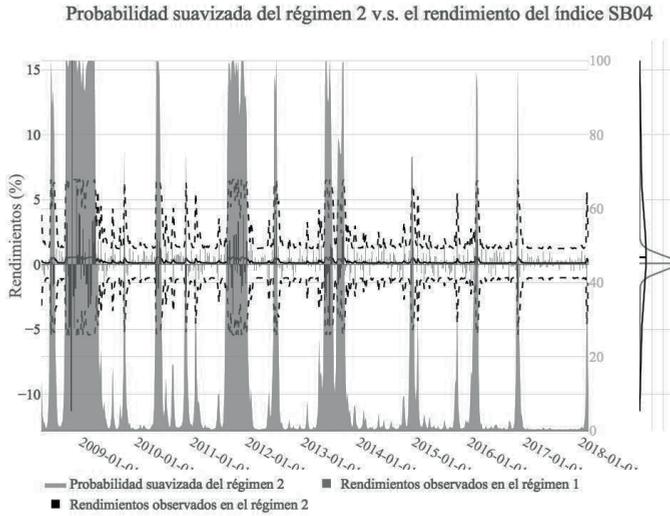
Fuente: elaboración propia con base en las pruebas realizadas y con datos de CONSAR (2018).

Gráfica 4. Rendimientos observados en las Siefore tipo 3 vs. la probabilidad de estar en el régimen 2 y las bandas de fluctuación a 95% de probabilidad



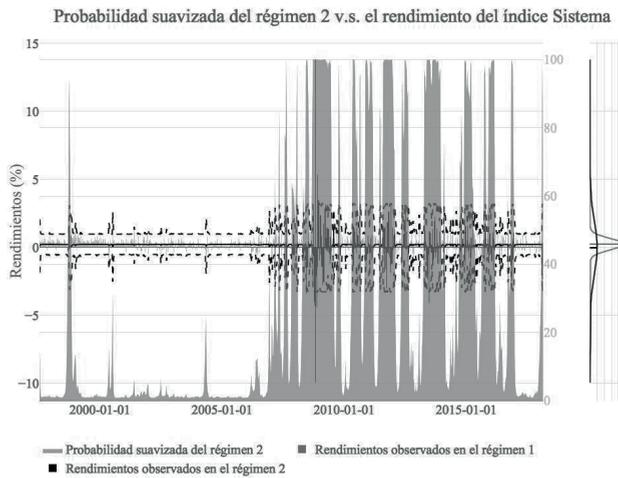
Fuente: elaboración propia con base en las pruebas realizadas y con datos de CONSAR (2018).

Gráfica 5. Rendimientos observados en las Siefore tipo 4 vs. la probabilidad de estar en el régimen 2 y las bandas de fluctuación a 95% de probabilidad



Fuente: elaboración propia con base en las pruebas realizadas y con datos de CONSAR (2018).

Gráfica 6. Rendimientos observados en todo el sistema de Siefore básicas vs. la probabilidad de estar en el régimen 2 y las bandas de fluctuación a 95% de probabilidad



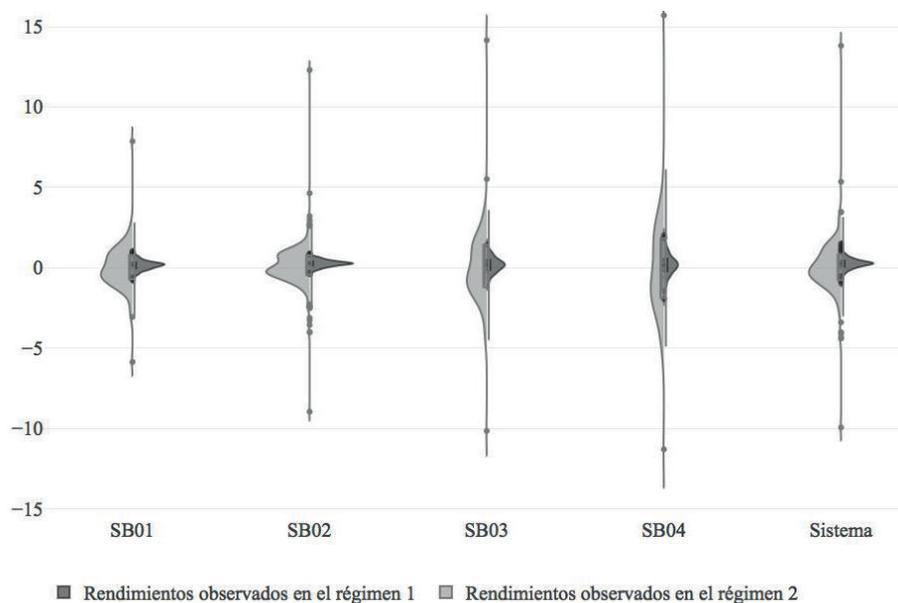
Fuente: elaboración propia con base en las pruebas realizadas y con datos de CONSAR (2018).

Cuadro 4. Probabilidades de transición y semanas promedio de permanencia en cada régimen para cada tipo de SIEFORE estudiada

| Índice | $\pi_{1,1}$ | $\pi_{1,2}$ | $\pi_{2,1}$ | $\pi_{2,2}$ | Semanas en S=1 | Semanas en S=2 |
|---------|-------------|-------------|-------------|-------------|----------------|----------------|
| SB01 | 90.0358 | 9.9642 | 10.0092 | 89.9908 | 10.0359 | 9.9908 |
| SB02 | 90.3665 | 9.6335 | 10.1838 | 89.8162 | 10.3804 | 9.8195 |
| SB03 | 96.6337 | 3.3663 | 61.3601 | 38.6399 | 29.7065 | 1.6297 |
| SB04 | 90.4272 | 9.5728 | 10.0853 | 89.9147 | 10.4462 | 9.9154 |
| Sistema | 97.4452 | 2.5548 | 12.0002 | 87.9998 | 39.1416 | 8.3332 |

Fuente: elaboración propia con base en los resultados de las simulaciones realizadas con datos de CONSAR (2018).

Gráfica 7. Diagrama de violín del desempeño de los cinco índices de Siefore estudiados, segmentados según el filtro de Hamilton aplicado



Fuente: elaboración propia con base en las pruebas realizadas y con datos de CONSAR (2018).

Conclusiones

Gracias a las reformas implementadas en 1997 en México, se han logrado una serie de beneficios fiscales al hacer más viable el sistema de pensiones mexicano y el potencial consumo futuro de las pensionadas y pensionados con el mismo. Aunque no se puede considerar una reforma completa pero sí necesaria en sus motivaciones y resultados, cabe señalar que quedan pendientes múltiples asignaturas por revisar como es el tener una adecuada tasa de cobertura del sistema de ahorro para el retiro, de tal forma que esta sea más universal y tenga una base de trabajadoras y trabajadores activos lo suficientemente grande, como para tener una estructura de aportaciones que incremente la viabilidad financiera de dicho sistema. Otra asignatura pendiente es lograr que las tasas de aportación sean más altas, a fin de que el monto de pensión sea lo suficientemente adecuado para atender las necesidades de las beneficiarias y beneficiarios en su consumo futuro, acción clave para la generación de valor agregado a futuro en una economía como la mexicana.

Estas propuestas han sido ampliamente revisadas desde múltiples perspectivas como la actuarial y la macroeconómica, siendo un área de oportunidad precisamente la medición del desempeño de las SIEFORE y el incremento en la competitividad de las AFORE en lo que al logro de mayores rendimientos se refiere. En específico se han citado trabajos como el de Calderón-Colín, Domínguez y Schwarz (2009) quienes demuestran que existe una inelasticidad en la demanda de SIEFORE y que la misma tiene sus orígenes por una decisión desinformada y ruidosa de la SIEFORE, la cual es fuertemente influenciada por esfuerzos de marketing o *back to back* cuando una AFORE forma parte de un grupo financiero o aseguradora. Dada esta falta de eficiencia informacional y de que solo se utiliza el rendimiento neto pagado por SIEFORE cada mes como dato para la toma de decisiones, es que se plantea la pregunta de saber cuál es el nivel de rendimiento esperado y el nivel de riesgo no solo a lo largo de la historia de gestión de las SIEFORE, sino también determinar si es apropiado o no caracterizar dicho rendimiento esperado y riesgo (desviación estándar) como si provinieran de dos regímenes de comportamiento (estados de la naturaleza) en los mercados financieros. Estados como son uno “normal” o de “buen desempeño” y otro de “estrés” o “mal desempeño” en los mercados financieros objeto de inversión en las SIEFORE.

Dada esta necesidad es que se revisa y se demuestra que, para fines de cuantificación de riesgos, así como para fines de eficiencia informacional vía la publicación de los resultados logrados, es apropiado suponer que el comportamiento

de las SIEFORE puede ser modelado con una función de probabilidad gaussiana bimodal o de dos regímenes. Esto por medio del filtro de Hamilton.

Para demostrar esto se tomaron los datos históricos, con periodicidad semanal de los índices de desempeño de los cuatro tipos de SIEFORE básica, así como de todo el sistema de SIEFORE básicas en conjunto, mismos que son calculados por la CONSAR (2018). A estos datos se les determinó el rendimiento continuamente compuesto para calcular la media y la desviación estándar. Consecuentemente, se aplicó el filtro de Hamilton (1989) a la serie de tiempo de rendimientos, suponiendo que la misma puede ser modelada con un proceso estocástico con función de verosimilitud gaussiana dos regímenes o estados de la naturaleza (los previamente descritos), cuyo comportamiento es no observable para la analista y aproximable con una cadena markoviana de S estados.

Al contrastar los criterios de información de Akaike (1974), Schwarz (1978) y Hannan-Quinn (1979), se encontraron evidencias cuantitativas a favor de modelar el comportamiento de las SIEFORE con dos estados de la naturaleza o regímenes. De manera complementaria, al realizar una revisión visual de la bondad de ajuste de los históricos de los rendimientos *versus* las probabilidades de estar en el régimen de estrés y las bandas de fluctuación caracterizadas por estado o régimen, se llegó a la misma conclusión.

Dados estos resultados, se presenta la evidencia sobre la idoneidad de calcular los rendimientos esperados y niveles de riesgo en diferentes estados de la naturaleza. El impacto de este estudio radica en la posibilidad de que la propia CONSAR u otro organismo evaluador de las SIEFORE sea quien publique estos resultados, a efecto de que las ahorradoras y ahorradores puedan tomar decisiones más informadas y puedan determinar la probabilidad de que su inversión se encuentre ya sea en un periodo de “normalidad” o en uno de “estrés” para, como consecuencia de ello, decidir si es apropiado o no mantenerse en su SIEFORE actual o migrar a una más apropiada, según las condiciones de los mercados (estado o régimen).

El método de valuación de cada ahorradora o ahorrador para cada SIEFORE en particular, así como el desempeño que se lograría si los mismos tuvieran esta información a la mano y la flexibilidad de cambiarse de AFORE ante cambios de régimen o condiciones del mercado, es un tema de estudio que se deja para futuras investigaciones. De manera complementaria el modelado de las series de tiempo con más regímenes y con diferentes funciones de verosimilitud es otra tarea de investigación pendiente.

Referencias

- AKAIKE, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6): 716-723. DOI: 10.1016/J.CUB.2017.09.001
- ALBO, A., González, F., Hernández, O., Herrera, C. y Muñoz, Á. (2007). Hacia el fortalecimiento de los sistemas de pensiones en México. BBVA Research. Recuperado de http://www.bbvarsearch.com/KETD/fbin/mult/Haciaelfortalecimientodelossistemasdepensionesenmex_tcm346-189743.pdf?ts=1642013
- ANG, A. y Bekaert, G. (2002a). Regime switches in interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2): 163-182. DOI:10.1198/073500102317351930
- (2002b). Short rate nonlinearities and regime switches. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26(7-8): 1243-1274. DOI:10.1016/S0165-1889(01)00042-2
- ANG, A. y Chen, J. (2002). Asymmetric correlations of equity portfolios. *Journal of Financial Economics*, 63(3): 443-494. DOI: 10.1016/S0304-405x(02)00068-5
- AREAL, N., Cortez, M. C. y Silva, F. (2013). The conditional performance of US mutual funds over different market regimes: Do different types of ethical screens matter? *Financial Markets and Portfolio Management*, 27(4): 397-429. DOI:10.1007/s11408-013-0218-5
- BAUM, L. E., Petrie, T., Soules, G. y Weiss, N. (1970). A maximization technique occurring in the statistical analysis of probabilistic functions of Markov chains. *Statistics*, 41(3): 164-171. DOI: 10.1214/aoms/1177697196
- BODIE, Z., Merton, R. C. y Samuelson, W. F. (1992). Labor supply flexibility and portfolio choice in a life cycle model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16: 427-449.
- CALDERÓN-COLÍN, R., Domínguez, E. E. y Schwartz, M. J. (2009). Consumer confusion: The choice of pension fund manager in Mexico. *Journal of Pension Economics and Finance*, 9(1): 43-74. DOI: 10.1017/S1474747209004004
- CHAUVET, M. (2000). An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switching. *International Economic Review*, 10(2): 127-142.
- COMISIÓN NACIONAL DEL SISTEMA DE AHORRO PARA EL RETIRO [CONARS] (2017). Disposiciones de carácter general que establecen el régimen de inversión al que deberán sujetarse las sociedades de inversión especializadas de fondos para el retiro. Recuperado de: https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5561636&fecha=31/05/2019
- (2018). *Precios históricos de las Siefore*. Información financiera. Recuperado de https://www.conars.gob.mx/principal/SIEFORE%7B_%7Dbasicas/precios%7B_%7Dde%7B_%7Dbolsa%7B_%7Dde%7B_%7Dlas%7B_%7Dsiefores.xls%7B%7Dsa=U%7B%7Dved=0ahukewicpuOwpMDJAhwBGx4KHUBZA7o4ChawCBCWCQ%7B%7Dclient=internal-uds-cse%7B%7Dusg=AFQjCNHXFAXKqu5Oad06A1jF
- DE LA TORRE, O. y Martínez, M. I. (2013). ¿Han sido el IBEX35 y el IPC definiciones financieramente eficientes de la cartera de mercado de febrero de 2001 a diciembre de 2010? *Contaduría y Administración UNAM*, 58(4): 223-252. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0186-1042\(13\)71240-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0186-1042(13)71240-3)
- (2015). Revisión de la inversión sustentable en la bolsa mexicana durante periodos de crisis. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 10(2): 115-130. Recuperado de: http://www.remef.org.mx/c/images/uploads/documentos/134/10_2_2_maria1.pdf
- DE LA TORRE, O. V., Galeana, E. y Aguilasocho, D. (2015). An actual position benchmark for Mexican pension funds' performance. *Economía Teoría y Práctica* (43): 133-154. Recuperado de: <http://132.248.10.25/economiatyp/index.php/ETYP/article/view/37>

- DE LA TORRE, O. V., Galeana, E., Martínez Torre-Enciso, M. I. y Aguilasocho, D. (2015). A minimum variance benchmark to measure the performance of pension funds in Mexico. *Contaduría y Administración*, 60(3): 593-614. doi: 10.1016/j.cya.2015.05.009
- GABAIX, X. y Laibson, D. (2004). Competition and consumer confusion. *Econometric Society 2004 North American Summer Meetings. EconPapers*, 663. Recuperado de: <https://econpapers.repec.org/paper/ecmnasm04/663.htm>
- GUILLÉN, J. (2011). Latin American private pension funds' vulnerabilities. *Economía Mexicana*, XX (2): 357-378.
- HAMILTON, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2): 357-384.
- (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45(1-2): 39-70. doi: 10.1016/0304-4076(90)90093-9
- (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- HANNAN, E. J. y Quinn, B. G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 41: 190-195. doi:10.2307/2985032
- KRITZMAN, M., Page, S. y Turkington, D. (2012). Regime shifts: Implications for dynamic strategies. *Financial Analysts Journal*, 68(3): 22-39.
- MARTÍNEZ, M. R. y Venegas, F. (2014). Análisis del riesgo de mercado de los fondos de pensión en México un enfoque con modelos autorregresivos. *Contaduría y Administración*, 59(3): 165-195. doi: 10.1016/S0186-1042(14)71269-0.
- MEJÍA-REYES, P. (2000). Asymmetries and common cycles in Latin America: Evidence from Markov-Switching models. *Economía Mexicana*, IX (2): 189-225.
- PÉREZ-QUIRÓS, G. y Timmermann, A. (2000). Firm size and cyclical variations in stock returns. *The Journal of Finance*, LV (3): 1229-1262. doi: 10.1111/0022-1082.00246
- PERLIN, M. (2012). About the ms_Regress_Package.pdf. ms_Regress. A package for Markov regime switching models in Matlab. Recuperado de: https://sites.google.com/site/marceloperlin/matlab-code/ms_regress---a-package-for-markov-regime-switching-models-in-matlab
- S&P DOW JONES INDICES LLC (2012). *s&p Dow Jones Indices: s&p Target Date Index Series. Methodology. s&p Dow Jones Indices. Asset Allocation* [pdf]. Recuperado de: http://latam.spindices.com/documents/methodologies/methodology-sp-target-date.pdf?force_download=true (consultado el 9 de marzo de 2018).
- (2015). *s&p/BMV Mexico Target Risk Index Series. Methodology. Mexican Target Risk Indexes*. Recuperado de: https://us.spindices.com/documents/methodologies/methodologysp-bmv-mexico-target-risk-index-series.pdf?force_download=true (consultado el 9 de marzo de 2018).
- SALES, C., Solís, F. y Villagómez, A. (1998). Pension system reform: The Mexican case. En M. Feldstein (ed.). *National Bureau of Economic Research. Privatizing Social Security*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 135-175.
- SANTILLÁN, R., Martínez, M. y López, F. (2016). Análisis econométrico del riesgo y rendimiento de las SIEFORE. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 11(1): 29-54.
- SCHWARZ, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2): 461-464.

Resiliencia y gestión de riesgos en sistemas de ahorro-inversión para el retiro

Fernando Jiménez-Carreón

Edgar Ortiz

Benito Sánchez-Lara

Tomás Bautista Godínez

Introducción

El presente capítulo aborda a nivel microeconómico y estratégico la planeación del ahorro voluntario para el retiro, resaltando el proceso de gestión de riesgos en planes individuales y de pensiones de contribución definida.¹ Estos planes de ahorro para el retiro pueden ser considerados sistemas de ahorro-inversión cuya finalidad es asegurar que el trabajador alcance el nivel de recursos financieros necesarios durante la etapa de acumulación, a través del ahorro (y/o aportación de su patrón y del estado) y de su propia inversión (Blake *et al.*, 2013; Schaus, 2017). Esto le permitirá financiar su consumo en su retiro laboral. Sin embargo, los sistemas de ahorro-inversión son vulnerables ante eventos económicos desestabilizadores (Walker, 2009), entre ellos, colapsos de mercados financieros, volatilidad del tipo de cambio, volatilidad de tasas de interés, y burbujas inflacionarias, así como gastos inesperados por desempleo o salud que impactan el desempeño de la inversión-ahorro, destinada para el retiro. Aún más, efectos contagio de crisis financieras internacionales pueden impactar severamente a la baja los rendimientos de fondos de pensión invertidos en bolsas de valores nacionales (Cayon y Thorpe, 2014).

En la gestión de riesgos en sistemas de ahorro-inversión ha predominado un enfoque de planeación excesivamente cuantitativo y unidireccional (sesgado en la eficiencia) frecuentemente inadecuado para el nivel de complejidad del entorno socioeconómico actual (Jiménez-Carreón *et al.*, 2014). Intentar predecir el comportamiento de variables financieras, como precios de los mercados y ren-

¹ En México actualmente la mayor parte de los trabajadores con planes de ahorro para el retiro son empleados activos, quienes deben fortalecer su ahorro voluntario para mejorar sus pensiones.

dimientos que siguen procesos al azar,² para con ello prescribir estrategias que maximicen los objetivos y/o minimicen los recursos, disminuye la flexibilidad de respuesta sistémica, al afectarse la habilidad para ajustar oportunamente las estrategias y/o las metas. Esto es, los enfoques unidireccionales aumentan la vulnerabilidad ante declives imprevistos en la rentabilidad de la inversión.

En un entorno turbulento, como el actual, se requiere un enfoque de planeación adaptativa orientada hacia el fortalecimiento de la resiliencia, definida como la habilidad de un sistema para mantener y recuperar su funcionamiento ante eventos desestabilizadores, incluyendo desastres (Baubion, 2013; Aldunce *et al.*, 2014; Fiksel, 2015; González Andrade y Oliva Ayala, 2017; Shreve *et al.*, 2017). Así, el tema de la resiliencia ha captado un alto interés en distintas áreas de estudio para su aplicación en la gestión de riesgos ya que diversos eventos desestabilizadores, nacionales y globales, se han tornado más frecuentes, devastadores e impredecibles (Sudmeier-Rieux, 2014; Donnelly, 2017). Aunque este asunto no ha recibido la misma atención en el campo de sistemas de ahorro-inversión, en las propuestas para mejorar la gestión de riesgos sugeridas por Blanchett y Frank (2009), Kemp y Patel (2012), Kitces (2015) se identifican acciones que fortalecen la resiliencia sistémica, como el énfasis en la diversificación, flexibilidad y formación de reservas, o la orientación hacia un enfoque prospectivo y holístico en la evaluación y monitoreo de riesgos (Datta *et al.*, 2017).³

El diseño y evaluación de estrategias es una función crítica en la gestión de riesgos. Este es precisamente el objetivo del presente capítulo, intentando contribuir al enfrentamiento eficaz de los desafíos que enfrenta la sociedad en México y el mundo, ante la crisis de las pensiones y el aumento de los riesgos catastróficos (Jiménez-Carreón *et al.*, 2014). La originalidad del capítulo se debe principalmente al abordamiento de esta problemática con orientación hacia la resiliencia sistémica, integrando distintos elementos de economía financiera, de planeación sistémica y gestión de riesgos.

A fin de responder a su objetivo, este capítulo está organizado en cuatro apartados. Como parte fundamental, en la primera sección se formula una propuesta de marco de evaluación de estrategias de ahorro-inversión. Incorporado en un proceso adaptativo de gestión de riesgos, el marco propuesto permite evaluar es-

² De acuerdo a la teoría de la economía financiera contemporánea, las series de tiempo de variables financieras siguen en general procesos brownianos.

³ Similares enfoques también han sido avanzados institucionalmente por parte de autoridades financieras, sobresaliendo el reporte conjunto de varias autoridades europeas conocidas como European Supervisory Authorities (ESA). Su objetivo es fortalecer la cooperación entre agencias regulatorias (Joint Committee of the European Financial Authorities, 2017).

trategias empleadas en el aseguramiento del nivel requerido de fondeo de la pensión, en función de su contribución al fortalecimiento de la resiliencia sistémica. En la segunda sección, apoyándose en técnicas de simulación, se elabora el procedimiento de evaluación, ilustrando la aplicación del marco conceptual, comparando distintas estrategias de ahorro-inversión, en términos de su desempeño —valor terminal de la inversión— y costo de resiliencia. La tercera sección presenta los resultados. Finalmente, la cuarta sección aborda las conclusiones.

Marco para la evaluación de estrategias de ahorro-inversión

En primer lugar, es necesario proponer una definición de resiliencia en planeación para el retiro, integrando elementos de planeación para el retiro (Pfau, 2013a) y resiliencia sistémica (Vugrin *et al.*, 2011; Ribeiro y Barbosa-Povoa, 2018): es la habilidad sistémica, sustentada en estrategias de protección y restablecimiento, para reducir eficientemente la ocurrencia y magnitud de la desviación en el nivel requerido de recursos financieros acumulados, provocada por el efecto de secuencias desfavorables de rendimientos.

Con base en la definición anterior, los eventos desestabilizadores toman la forma de secuencias desfavorables de rendimientos, afectando el monto de la inversión. Así, el estado de desastre toma la forma de una desviación entre el nivel terminal de inversión alcanzado y el requerido, cuando el monto de recursos acumulados resulta inferior al mínimo necesario para asegurar el financiamiento viable de la pensión. La ocurrencia de rendimientos desfavorables durante la parte final de la etapa de acumulación —cuando la inversión es mayor y por tanto más sensible ante rendimientos negativos en el corto plazo, durante la zona de riesgo del retiro, 5 a 10 años antes y después de la jubilación— es el factor de mayor impacto en el desempeño de un plan para el retiro (Pfau, 2013a), afectando la fecha predefinida de retiro del trabajador y/o el nivel potencial de su pensión para el retiro.⁴

Para la fase de prescripción de la gestión de riesgos, se han desarrollado distintas formas de evaluación de estrategias en planeación para el retiro, específicamente para la etapa de acumulación. El cuadro 1 señala los propósitos y criterios que las definen, así como sus deficiencias. Las formas de evaluación

⁴ Las crisis bursátiles afectan severamente a los jubilados (Kingston y Fisher, 2014), provocando pérdidas en sus cuentas, disminuyendo así los beneficios esperados. Asimismo, una pobre gestión de riesgos determina una baja resiliencia a los *shocks* financieros, prolongando el malestar de los jubilados.

presentadas están orientadas al aseguramiento de la viabilidad financiera en sistemas de ahorro-inversión, en contraste con la práctica recurrente de centrarse en la volatilidad a corto plazo del rendimiento de inversión. Sin embargo, estas formas no permiten medir la contribución de una estrategia en la mejora de la resiliencia sistémica, al no describir íntegramente el factor de riesgo en la pensión —que requiere incorporar tanto la probabilidad como la magnitud de desastre—, ni permiten cuantificar el costo de aseguramiento.

El marco de evaluación que se propone busca corregir las deficiencias presentes en las formas de evaluación empleadas, al introducir una métrica de riesgo que permite al proceso de gestión de riesgos guiar a un sistema de ahorro-inversión hacia el fortalecimiento de su resiliencia (Musman y Agbolosu-Amison, 2014). Para la evaluación de estrategias se introduce como métrica al costo de resiliencia (Vugrin *et al.*, 2011): mientras menor sea la magnitud de esta métrica mayor será el impulso a la resiliencia. Así, la gestión de riesgos deberá orientarse hacia reducir este costo, el cual refleja dos factores interrelacionados: el impacto en la productividad sistémica y el esfuerzo para reducir el daño.

Cuadro 1. Marcos para la evaluación de estrategias de ahorro-inversión

| Criterio de evaluación | Propósito | Deficiencias observadas |
|---|---|---|
| I. Minimizar las fluctuaciones en el nivel requerido de pensión. (Walker, 2009; Hormazábal, 2011; Jemio y Medinaceli, 2017). | Reducir la volatilidad de la tasa de reemplazo (<i>i.e.</i> , razón de pensión requerida vs. ingreso laboral), de acuerdo con el grado de tolerancia al riesgo del trabajador. | Ambigüedad para discernir el grado de dominancia entre estrategias alternativas. (Hormazábal, 2011; Collins <i>et al.</i> , 2015; Trainor, 2017). |
| II. Maximizar la utilidad marginal del valor terminal de la inversión. (Kumara y Pfau, 2011; Kumara, 2015; Han y Hung, 2012). | Reducir el potencial de pérdidas en la inversión acumulada (que condiciona el nivel esperado de pensión), a pesar de disminuir su potencial de crecimiento. | Aunque el criterio depende del grado de tolerancia al riesgo, no describe directamente el riesgo en el nivel de pensión. |
| III. Minimizar la tasa de ahorro que asegure el nivel requerido de pensión. (Pfau, 2011; 2014). | Identificar el nivel de ahorro mínimo necesario que garantice la viabilidad financiera, incluso en las peores condiciones históricas de rendimientos de inversión. | Presiona el consumo del trabajador a reducciones difíciles e innecesarias ante eventos de baja ocurrencia, lo que encarece el costo de aseguramiento. |

(continuación)

| Criterio de evaluación | Propósito | Deficiencias observadas |
|--|---|--|
| IV. Minimizar el riesgo en la razón de fondeo (<i>i.e.</i> , cociente del valor terminal de la inversión vs. pensión requerida). (Cannon y Tonks, 2013; Blake <i>et al.</i> , 2013; Baker y Filbeck, 2014). | Reducir la probabilidad de que los recursos acumulados no permitan el financiamiento viable del nivel requerido de pensión. | No se describe íntegramente el factor de riesgo, al no considerar la magnitud de desviación (Park <i>et al.</i> , 2013, Minahan, 2014), ni incorporar el costo de aseguramiento (Gelman, 1996; Davis, 2012). Ignora diversificación de portafolios (Stewart <i>et al.</i> , 2017). |

Fuente: elaboración propia, a partir del análisis de distintas formas de evaluación de estrategias.

Estos factores se incorporan respectivamente en el costo de resiliencia como dos componentes definidos en términos de la razón de fondeo de la pensión –cociente que refleja el nivel de recursos acumulados con relación al nivel de pensión requerido, como sugieren Cannon y Tonks (2013). Estos componentes, que se describen a continuación, pueden sumarse entre sí, al estar ambos expresados en los mismos términos (años de consumo).

- a) Desviación esperada en la razón de fondeo (*DERF*). Describe la pérdida promedio en la razón de fondeo durante la parte final de la etapa de acumulación, debido al efecto de secuencias desfavorables de rendimientos. Al ser un factor de riesgo que integra la ocurrencia y severidad del desastre, es decir, cuando el nivel acumulado en la inversión resulta por debajo del mínimo predeterminado. La *DERF* se obtiene multiplicando la probabilidad de ocurrencia por la magnitud esperada de daño. Se puede recurrir al análisis de periodos históricos o a la simulación (Collins *et al.*, 2015) para calcular la probabilidad, estimando así la frecuencia con que la razón de fondeo resulte por debajo del mínimo (esta desviación refleja la magnitud del daño), por lo que la *DERF* refleja un prorrateo de las pérdidas esperadas.
- b) Costo esperado de protección y restablecimiento (*CEPR*). Esta cantidad refleja el monto promedio de recursos empleados en la reducción del riesgo en la razón de fondeo, aplicados mediante una aportación adicional de ahorro del trabajador (y/o de su patrón), esto es, un mayor esfuerzo de ahorro para aumentar las reservas de contingencia implica disminuir el consumo del trabajador durante la acumulación. Cualquier actividad que no implique aportaciones adicionales de ahorro (o ajustar el consumo, más adelante durante el retiro), no afectará la métrica de *CEPR*, pero reducirá el nivel y/o

- desempeño esperado de la inversión —e.g. primas de opciones financieras y de rentas vitalicias, comisiones e impuestos por transacciones, impuestos sobre ganancias de capital o por intereses. El valor esperado del CEPR se puede calcular a partir de los resultados de la simulación, y mientras menor sea este costo, con respecto al nivel de la DERF, mayor será la eficiencia del aseguramiento.
- c) Las distintas estrategias de ahorro-inversión se pueden agrupar de acuerdo con la tipología propuesta por Pfau (2013b) como estacionarias y dinámicas. En este capítulo se define un conjunto de tres estrategias para la etapa de acumulación, como se ilustra en el cuadro 2. Las estrategias de tipo estacionario se formulan a partir de la identificación *ex ante* de niveles óptimos de largo plazo en el ahorro e inversión, y buscan la protección de la razón de fondeo, sin afectar el CEPR (al no haber variaciones en el ahorro), pero influyendo en la DERF y desempeño esperado de la inversión. Asimismo, las estrategias de tipo dinámico se formulan para responder flexiblemente ante las condiciones cambiantes del entorno, mediante ajustes *ex post* temporales en el ahorro e inversión, buscando tanto la protección como el restablecimiento de la razón de fondeo, influyendo en la DERF y desempeño de la inversión, aunque solo los ajustes temporales de ahorro tienen efecto sobre el CEPR.

Cuadro 2. Tipología de estrategias de ahorro-inversión

| Estrategias estacionarias | Estrategias dinámicas |
|---|--|
| <p>A) Asignación estratégica de activos. De acuerdo con las metas de ahorro durante la acumulación y consumo durante el retiro, expectativas de mercado y/o tolerancia al riesgo del trabajador, esta directriz puede determinar un nivel fijo de exposición accionaria para una postura conservadora, moderada o agresiva, o establecer una trayectoria descendente en el nivel de exposición, para reducir la susceptibilidad de la razón de fondeo ante rendimientos desfavorables durante el final de la acumulación (e.g. fondos para fecha predefinida de retiro). (Bernartzi y Thaler, 2001; Bateman <i>et al.</i>, 2016).</p> | <p>B) Asignación táctica de activos. Determina variaciones moderadas sobre los niveles de asignación estratégica, para aprovechar situaciones de corto-mediano plazo que amplifiquen el desempeño de la inversión o disminuyan pérdidas potenciales (Solow <i>et al.</i>, 2011; Pfau, 2012; Platanakis y Sutcliffe, 2017).</p> <p>C) Los ajustes tácticos en la tasa de ahorro buscan compensar el efecto de rendimientos desfavorables, al acelerar la formación de reservas de contingencia (Davis, 2012; Donnelly, 2017).</p> |

Fuente: elaboración propia, a partir del análisis de estrategias de ahorro e inversión.

Procedimiento para la evaluación de estrategias

Para la evaluación del conjunto seleccionado de estrategias (cuadro 2), se realiza un análisis que compare el costo de resiliencia resultante tras la utilización de cada estrategia en un plan de ahorro para el retiro hipotético, simulando el impacto de secuencias desfavorables de rendimientos sobre el nivel de fondeo de la pensión. En la evaluación de estrategias de tipo estacionario, el análisis se realiza para distintas trayectorias de exposición accionaria, considerando la alternativa de utilizarlas en combinación con estrategias de tipo dinámico.

Supuestos para el análisis

Para ilustrar la aplicación del marco propuesto, se considera el caso hipotético de un plan individual para el retiro. Para el caso, un trabajador inicia su plan sin ahorros previos, su edad es de 35 años y espera retirarse a la edad de 65 años. Se supone que conserva su empleo durante la acumulación y esto le permite ahorrar regularmente, de acuerdo con las metas del plan. Adicionalmente, se hacen las siguientes consideraciones:

a) La trayectoria del sueldo se mantiene fija en términos reales durante la etapa laboral, y la meta de ahorro anual es 7% sobre el sueldo neto (el límite es 8%).⁵

b) Los rendimientos de inversión son anuales y reales (descontando inflación), al igual que los flujos de efectivo, que ocurren al final de cada año. No se consideran comisiones ni impuestos.

c) Se establece una tasa de reemplazo meta de 50% (complementando al 20-30% estimado de pensión por seguridad social). El trabajador tiene un nivel neutral de tolerancia al riesgo ($\gamma = 0$, como indican Kumara y Pfau, 2011; Kumara, 2015).

d) Para la Asignación Estratégica de Activos, las posturas estratégicas agresiva, moderada y conservadora invierten 70%, 50% y 30% respectivamente de sus recursos en un fondo accionario (replicando al índice de precios y cotizaciones (IPC) de la Bolsa Mexicana de Valores), y el remanente en un fondo de deuda (compuesto por Cetes a 90 días⁶ replicando vencimientos escalonados trimestralmente). Para la postura de trayectoria descendente, en los primeros 20 años

⁵ Analizando los resultados de la encuesta del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2010), los hogares de ingreso medio y superior (40% del total) pueden disponer del 7% de su ingreso en promedio para ahorrar.

⁶ Certificados de la Tesorería, emitidos por la Federación.

de acumulación se invierte como en la postura agresiva, los siguientes 5 años como en la moderada, y los últimos 5 años de forma conservadora.

e) Al inicio de cada año se incorporan nuevas aportaciones de ahorro, y se busca restablecer los niveles de asignación estratégicos predeterminados (rebalanceo), reduciendo la posición de aquel fondo que haya tenido el mejor desempeño durante el año previo, y aumentándola en el que se hubiera rezagado.

Datos para el cálculo de rendimientos

En la base de datos del Banco de México se obtiene información sobre inflación anual al consumidor,⁷ cierre anual del IPC y tasas de interés mensuales de Cetes-90, para el periodo de 1981 al 2014, permitiendo calcular 34 pares de datos de rendimiento real-anual para cada año de historia, obteniéndose los parámetros estadísticos μ , σ , respectivamente de +16.6% y 41.5% para el mercado accionario, +4.6% y 8.3% para el mercado de deuda, cuya correlación $\rho = 38.3\%$.

Simulación de secuencias de rendimientos

Se recurre al análisis de simulación, mediante el método de muestreo aleatorio sin reemplazo (*bootstrapping*), para generar 400 trayectorias (o escenarios) formadas por distintas secuencias de rendimientos de inversión,⁸ para un horizonte de 30 años de acumulación de ahorro, utilizando las mismas trayectorias en las cuatro posturas de asignación estratégica. En un proceso análogo al de “barajar las cartas”, se genera cada posible secuencia de rendimientos intercalando 30 pares de datos anuales (de los fondos accionario y de deuda, para cada año) tomados aleatoriamente y sin repetición, a partir del conjunto de 34 pares de rendimientos reales-anuales. Todas las posibles trayectorias generadas tienden a

⁷ Esta base de datos (www.banxico.org.mx) incluye información bursátil a partir de 1981. La elección de CETES-90 considera sus adecuadas características en riesgo de crédito (deuda del gobierno mexicano), liquidez y rendimiento vs. duración. El IPC es el indicador bursátil líder.

⁸ Para un nivel de confianza de 95% y 400 simulaciones, el valor esperado terminal en la inversión, con una estrategia agresiva, tiene 4.9% de error, aceptable en círculos bancarios y de seguros. Se identificó que a partir de 200-250 simulaciones, el valor esperado tiende a estabilizarse (*i.e.* la distribución de probabilidad se torna estacionaria). Utilizar muestras mayores incrementaría marginalmente la precisión y comprensión del análisis que al disponerse solamente 34 datos estadísticos; con mil simulaciones se tendría 3.7% de error, pero a mayores costos computacionales.

compartir entre sí las mismas propiedades estadísticas, valores extremos y tasa de crecimiento a largo plazo; sin embargo, para cada trayectoria los rendimientos anuales son independientes año con año (Collins *et al.*, 2015), por lo que no se conservan las características de autocorrelación de corto y mediano plazo de la secuencia original.

Determinación del estado de desastre

Para cada trayectoria generada, al final de la acumulación se calcula la razón de fondeo, cuyos resultados se exponen en la siguiente sección. Como se señaló previamente, mientras menor sea esta medida, menores serán los recursos disponibles para un financiamiento viable de la pensión requerida. Este argumento se puede asociar con la determinación de un nivel límite satisfactorio de probabilidad de ruina en el retiro, *i.e.*, situación catastrófica durante la etapa del retiro, en que se agotan prematuramente los recursos disponibles para financiar el consumo del trabajador). Milevsky y Robinson (2005) proponen una variante de la ecuación (1), que permite calcular esta probabilidad (PRR) de forma directa mediante la distribución gamma, sin necesidad de simulaciones:

$$PRR = \text{GammaDist} \left(\frac{2(\mu_{\text{portafolio}}) + 4(\lambda)}{\sigma^2_{\text{portafolio}} + \lambda} - 1, \frac{\sigma^2_{\text{portafolio}} + \lambda}{2} \mid \frac{1}{RF} \right) \quad (1)$$

En la ecuación 1, λ es la tasa de mortandad de una persona a partir de una edad determinada (se asume que un trabajador de 65 años tiene una expectativa de vida de 25 años en el retiro,⁹ por lo que, según Milevsky y Robinson, $\lambda = \text{Ln}(2) / 25 = 2.8\%$), y RF es la razón de fondeo. Para el cálculo de los parámetros μ , σ y ρ , para un portafolio de inversión específico resultante de distintas combinaciones del fondo accionario (FA) y el fondo de deuda (FD), se utilizan las ecua-

⁹ Asumir una expectativa larga de hasta 90 años o más es común en estudios actuariales; permite estimar la probabilidad de ruina en el retiro a diferentes años de consumo en el retiro. Adicionalmente, es preciso observar la expectativa de vida en México: 73.3 años hombres y 79.0 años mujeres. Actualmente, las expectativas para adultos mayores de 60 años promedia 21.3 años y 24.3 para hombres y mujeres, respectivamente. Un creciente porcentaje de personas ya superan 90 años de edad gracias a importantes innovaciones para el cuidado de la salud de los adultos mayores, esfuerzos a los que se ha sumado México.

ciones (2) y (3), derivadas de la teoría moderna de portafolios (Kazemi, Black y Chambers, 2016).

$$\mu_{\text{portafolio}} = \omega_{\text{FA}} (\mu_{\text{FA}}) + \omega_{\text{FD}} (\mu_{\text{FD}}) \quad (2)$$

$$\sigma^2_{\text{portafolio}} = \omega^2_{\text{FA}} (\sigma^2_{\text{FA}}) + \omega^2_{\text{FD}} (\sigma^2_{\text{FD}}) + 2(\omega_{\text{FA}})(\omega_{\text{FD}})(\sigma_{\text{FA}})(\sigma_{\text{FD}})(\rho) \quad (3)$$

Si se asume que el trabajador podría optar por un portafolio de inversión conservador para toda la etapa de su retiro, entonces ω_{FA} y ω_{FD} son los niveles de asignación estratégica, respectivamente 30% para el fondo accionario y 70% para el fondo de deuda. Sustituyendo en las ecuaciones (2) y (3) los datos disponibles, se obtiene: $\mu_{\text{portafolio}} = +8.2\%$, $\sigma^2_{\text{portafolio}} = 0.0243$.

Con esta información, mediante la ecuación (1) se calcula la probabilidad de ruina para diferentes escenarios de razón de fondeo, como se observa en las primeras dos columnas del cuadro 3. En las siguientes columnas se indica la probabilidad resultante tras considerar reducciones moderadas en el nivel de pensión, necesarias pero desfavorables, que incrementen la viabilidad financiera del plan para el retiro.

Cuadro 3. Correspondencia entre la razón de fondeo y la probabilidad de ruina en el retiro

| Razón de Fondeo [años] | Probabilidad de RUINA en el Retiro | | |
|------------------------|---|----------------------------|----------------------------|
| | Sin Ajustar Consumo Retiro | -10% Ajuste Consumo Retiro | -20% Ajuste Consumo Retiro |
| | | 30.0 | 3% |
| 20.0 | 10% | 7% | 5% |
| 17.0 | 15% | 12% | 8% |
| 16.0 | 18% | 14% | 10% |
| 15.0 | 21% | 16% | 12% |
| 14.0 | 25% | 19% | 14% |
| 13.0 | 29% | 23% | 17% |
| 9.0 | 56% | 48% | 39% |
| 7.0 | 76% | 68% | 59% |
| 5.0 | 93% | 89% | 83% |

Fuente: elaboración propia.

Se aprecia en el cuadro 3 que, para cocientes menores a 15 años, resultaría prudente realizar ajustes al plan para disminuir la probabilidad de ruina (niveles menores al 20%), de modo que más adelante no se requieran reducciones excesivas en el consumo del trabajador, aunque esto dependerá de su tolerancia al riesgo. En este capítulo se considera como estado de desastre cuando el valor de la inversión en la parte final de la acumulación resulte en una razón de fondeo menor a 15 años. Así, la magnitud esperada de daño se calcula para cada trayectoria como la diferencia entre la razón de fondeo resultante y el nivel definido como desastre (15 años). La probabilidad de desastre se calcula a partir del número de trayectorias que terminen en estado de desastre, dividido entre el número total de trayectorias generadas. Multiplicando esta probabilidad por la magnitud de desastre, se obtiene la métrica *DERF*. Este procedimiento se aplica para cada estrategia de ahorro-inversión a evaluarse.

Evaluación de las estrategias dinámicas

En cuanto a la incorporación de estrategias dinámicas que respondan ante cambios en el entorno, el cuadro 4 muestra una matriz donde las condiciones de desempeño en un sistema de ahorro-inversión, en la forma del rendimiento accionario durante los 10 o 20 años previos al momento de examinar la situación, se corresponden con posibles ajustes *ex post* temporales en el ahorro y/o inversión que permitan disminuir pérdidas potenciales en la razón de fondeo.

La información exhibida se construyó a partir de las múltiples secuencias de rendimientos generadas durante la simulación. Para cada segmento de 10 (o 20) años de duración se analizó el segmento de rendimientos para el siguiente periodo de 10 años, intentando detectar niveles de desempeño previo que anticipen que el desempeño durante el periodo subsecuente justifique el empleo de estrategias dinámicas para reducir satisfactoriamente el riesgo en la razón de fondeo, aunque sin intención de encontrar niveles óptimos. Para esto, se probaron distintas combinaciones del nivel de rendimiento entre los periodos previo y subsecuente, y finalmente se eligieron los que se indican en la primera columna del cuadro 4, donde se aprecian tres posibles condiciones de desempeño previo: a) excedido, correspondiente a un mercado accionario que ha tenido un crecimiento muy superior a lo esperado, reflejando quizás incluso condiciones de sobrevaluación, con un rendimiento real-anual compuesto (RAC) en 10 años mayor o igual al +15%, representando 1/3 de la muestra (la media y mediana de toda la muestra oscilan alrededor del +9% RAC); b) normal, que refleja condiciones de

valuación razonables con RAC en línea con lo esperado, en un rango entre +5% y +15% (alrededor de 1/4 de la muestra); c) insuficiente, reflejando condiciones de baja en los mercados y posibles subvaluaciones, con RAC menor o igual al +5% (2/5 de la muestra).

Cuadro 4. Condiciones para la activación de ajustes temporales

| DISPARADORES de AJUSTES TÁCTICOS en Función del Rendimiento del Mercado Accionario | | | |
|---|--|---|-----------------|
| Desempeño Obtenido en los 10 (o 20) Años Previos al Momento de Examinar las Condiciones: | Desempeño Esperado para los Siguietes 10 Años: | Probabilidad de Ocurrencia en Función del Desempeño Obtenido... | |
| | | 10 Años Previos | 20 Años Previos |
| EXCEDIDO: RAC \geq +15% REDUCIR Exposición Accionaria | EXCEDIDO | 13% | 1% |
| | NORMAL | 30% | 19% |
| | INSUFICIENTE | 57% | 80% |
| | | 100% | 100% |
| NORMAL: +5% < RAC < +15% | EXCEDIDO | 38% | 25% |
| | NORMAL | 27% | 41% |
| | INSUFICIENTE | 35% | 34% |
| | | 100% | 100% |
| INSUFICIENTE: RAC \leq +5% AUMENTAR Exposición Accionaria y/o Tasa de Ahorro | EXCEDIDO | 51% | 74% |
| | NORMAL | 34% | 23% |
| | INSUFICIENTE | 15% | 3% |
| | | 100% | 100% |

RAC: Rendimiento Real Anual Compuesto

Fuente: elaboración propia.

Como explica Pfau (2012), es muy probable que un mercado accionario que se encuentre sobrevaluado eventualmente retornará a niveles de precios que reflejen condiciones que tiendan hacia una valuación en línea con la media histórica (aunque no es posible determinar con suficiente precisión el momento y/o magnitud de un potencial desplome, o la duración de un rezago en los precios).

En este sentido, la segunda y tercera columna en el cuadro 4 indican, que, para un escenario de desempeño excedido durante los 10 años previos, en los siguientes 10 años es muy probable (57%) que tendrá un desempeño insuficiente (la cuarta columna es análoga con la tercera, aunque para un segmento de 20 años previos). Por el contrario, un escenario insuficiente, es poco probable (15%) que en los 10 siguientes años tenga un desempeño insuficiente. En un escenario normal, las probabilidades para un desempeño futuro insuficiente se encuentran balanceadas con el evento de que resulte excedido. Por lo tanto, en principio tendría sentido aplicar reducciones técnicas en la posición accionaria, tras experimentar 10 años de desempeño excedido, que reduzcan el impacto en la razón de fondeo ante una eventual secuencia desfavorable de rendimientos. De forma análoga, sería conveniente aplicar incrementos técnicos en la posición accionaria (complementados con un aumento en la tasa de contribución de ahorro, que ayuden a restablecer las reservas), tras una década de desempeño insuficiente que, muy probablemente, proyecte en el futuro un desempeño favorable.

Con respecto a la asignación táctica en el fondo accionario ante un desempeño excedido, en función de que la asignación estratégica sea agresiva, moderada o conservadora, los niveles serían respectivamente 60%, 40% o 20% (aplicando estos niveles también como referencia para el rebalanceo anual). Por otro lado, ante un desempeño insuficiente los niveles de asignación correspondientes serían 80%, 60% o 40% en el fondo accionario, mientras que la tasa de ahorro se ajustaría a 8% (límite máximo establecido). Para la asignación estratégica de trayectoria descendente, los ajustes tácticos en la asignación durante los primeros 20 años de acumulación se aplican como en la postura agresiva, los siguientes 5 años como en la moderada, y los últimos cinco años de forma conservadora.

Las condiciones para activar estas estrategias de tipo dinámico (cuadro 4) aplican solamente en los siguientes momentos designados: pasados los primeros 10 años de acumulación (al cumplir el trabajador 45), tras otros 10 años (edad de 55) y cinco años antes del retiro (edad de 60). Si en alguno de estos momentos las condiciones indican normalidad, entonces se desactivan los ajustes tácticos, para regresarse a los niveles predefinidos estratégicos de ahorro e inversión, hasta volver a monitorearse en el siguiente momento designado, excepto faltando cinco años para el retiro. En este caso, en lugar de tomarse como referencia el desempeño normal durante los 10 años anteriores, se consideran los 20 anteriores para verificar que cerca del retiro —cuando la inversión es más susceptible ante la volatilidad de corto-mediano plazo en los rendimientos— no resulten condiciones excedidas, que expongan a la razón de fondeo a un eventual desplo-

me, o condiciones insuficientes, que indiquen que no se ha logrado acumular lo suficiente debido a un largo rezago en los rendimientos, lo cual podría repentinamente revertirse al alza y por tanto debería aprovecharse para acelerar la recuperación en la razón de fondeo.

Para calcular la métrica CEPR, que es el costo esperado de aseguramiento, se usa el siguiente proceso: i) para cada trayectoria generada, en caso de haberse activado ajustes debido a condiciones de insuficiencia (tasa de ahorro ajustada del 8%), se suma el ahorro ajustado resultante durante los 30 años de acumulación; ii) este monto se resta del nivel de referencia, que consiste en el ahorro acumulado sin ajustes (tasa del 7%); iii) la diferencia obtenida se divide entre el nivel requerido de pensión, quedando en las mismas unidades que la razón de fondeo; iv) este esfuerzo adicional de ahorro se suma con el calculado en cada trayectoria, y al dividir este monto entre el total de simulaciones, se obtiene CEPR.

Resultados de la evaluación

En la sección izquierda del cuadro 5 se muestran los resultados obtenidos en caso de no haberse aplicado ajustes tácticos de ahorro-inversión, y en la sección derecha aquellos derivados de su utilización. En cada una de las columnas se exhiben las cifras de los correspondientes tipos de asignación estratégica. En la sección superior de este cuadro se reflejan algunos parámetros estadísticos útiles que describen la dispersión de los posibles valores que puede adquirir la razón de fondeo (RF) para cada estrategia de ahorro-inversión. Se observa que los resultados de la asignación agresiva tienen en general los niveles de razón de fondeo más elevados —con la excepción del valor mínimo, aunque este no está muy por debajo que en las otras asignaciones— seguidos por los obtenidos en la asignación de trayectoria descendente, la moderada y la conservadora. En la sección inferior se despliegan las cifras para los distintos componentes del costo de resiliencia, de acuerdo con la definición de desastre ($RF < 15$), donde la probabilidad de ocurrencia de desastre en la asignación agresiva es la menor de todas, aunque su magnitud de daño es la mayor.

Las últimas dos filas del cuadro muestran la probabilidad y desviación esperada en condiciones de catástrofe ($RF < 9$), cuando la probabilidad de ruina en el retiro resulta muy elevada (cuadro 3), donde la asignación de trayectoria descendente tiene los mejores resultados. La sección derecha del cuadro 5 evidencia que las estrategias de tipo dinámico permiten en general aumentar los ni-

veles esperados en la razón de fondeo, reduciendo tanto el costo de resiliencia, como la ocurrencia y daños catastróficos. Sin embargo, debe tomarse en cuenta que, al utilizar ajustes tácticos para reducir el riesgo de desastre, la magnitud del costo de aseguramiento (CEPR) no debe eliminar el aumento en productividad. En este caso, el CEPR es el mismo para todas las asignaciones, dado que este costo se origina por ajustes en el ahorro, y éstos se activan, por las mismas condiciones de desempeño (cuadro 4).

Se observa que cuando se busca minimizar las fluctuaciones en el nivel requerido de pensión (Walker, 2009), la evaluación de las estrategias resulta en que cualquiera de las asignaciones puede ser conveniente para el trabajador. Esto se debe a que centraría su elección en la estrategia que mejor satisfaga su tolerancia al riesgo, para un determinado nivel de media y desviación estándar de la razón de fondeo. Por otra parte, cuando se busca reducir la probabilidad de no lograr un nivel mínimo en la razón de fondeo (Cannon y Tonks, 2013), la asignación agresiva es la apropiada, pues ofrece la mayor pensión esperada y menor probabilidad de desastre, al contrario de la asignación conservadora, que otorga la menor pensión y mayor probabilidad de desastre.

La métrica de costo de resiliencia contribuye a eliminar la ambigüedad en el análisis de selección de estrategias, por reducir la confusión al optar por la menor entre la probabilidad o la magnitud de desastre, al integrar ambos parámetros en su cálculo. Así, un mayor daño en la asignación agresiva se compensa con una menor ocurrencia, reflejado en un menor costo de resiliencia que en las asignaciones moderada y conservadora, aunque mayor que en la trayectoria descendente. En la gráfica 1 se comparan las asignaciones agresivas y de trayectoria descendente, la primera ofrece un mejor desempeño (razón de fondeo esperada), pero la segunda presenta un riesgo reducido (menor costo de resiliencia).

En el caso de no realizarse ajustes tácticos de ahorro-inversión, no se percibe en principio una dominancia entre ambas asignaciones estratégicas (gráfica 1). No obstante, tras el empleo de estrategias de tipo dinámico, con la asignación agresiva, se presenta una mejora en el desempeño (+7.6%), pero solo una reducción marginal (-0.9%) en el costo de resiliencia, mientras que con la asignación de trayectoria descendente se mejora el desempeño (+6.3%) y se reduce satisfactoriamente (-11.7%) el costo de resiliencia. Adicionalmente, con la asignación de trayectoria descendente la ocurrencia y daños catastróficos son menores, especialmente tras recurrir a ajustes tácticos.

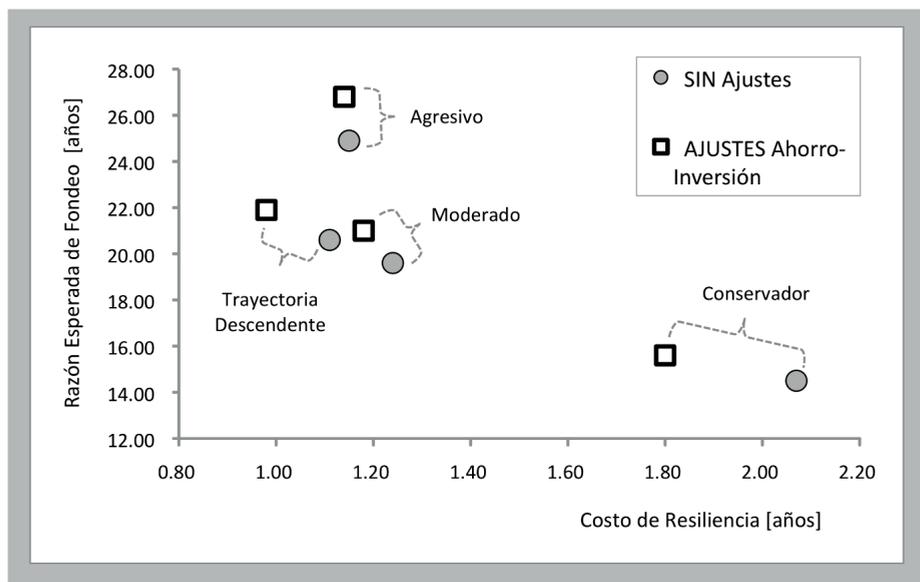
Cuadro 5. Matriz de Resultados de la evaluación de estrategias de ahorro-inversión

| Tipo de Asignación Estratégica de Activos: | | Sin Ajustes | | | | Con AJUSTES en Ahorro e Inversión | | | |
|--|----------------------|---------------------|----------|----------|-------------|-----------------------------------|----------|----------|-------------|
| | | Trayec. Descendente | Agresivo | Moderado | Conservador | Trayec. Descendente | Agresivo | Moderado | Conservador |
| Razón de Fondeo (RF) [años] | Máximo | 64.6 | 106.4 | 58.7 | 30.8 | 64.5 | 106.8 | 58.4 | 31.7 |
| | Mediana | 18.4 | 21.0 | 17.6 | 13.6 | 19.7 | 22.8 | 18.9 | 15.0 |
| | 25th | 13.5 | 13.7 | 13.0 | 11.4 | 14.6 | 14.8 | 14.0 | 12.0 |
| | Mínimo | 6.5 | 4.1 | 5.1 | 5.6 | 6.1 | 3.7 | 4.7 | 5.1 |
| | Media | 20.6 | 24.9 | 19.6 | 14.5 | 21.9 | 26.8 | 21.0 | 15.6 |
| | Desviación STD | 9.8 | 15.1 | 8.7 | 4.4 | 9.8 | 15.6 | 9.2 | 4.8 |
| Daños durante DESASTRE RF < 15 [años] | Probabilidad | 36.5% | 29.8% | 36.5% | 60.3% | 26.8% | 25.3% | 30.0% | 50.0% |
| | Daño Esperado | 3.04 | 3.86 | 3.38 | 3.43 | 3.09 | 3.90 | 3.41 | 3.28 |
| | DERF | 1.11 | 1.15 | 1.24 | 2.07 | 0.83 | 0.99 | 1.02 | 1.64 |
| | CEPR | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.16 | 0.16 | 0.16 | 0.16 |
| | Costo de Resiliencia | 1.11 | 1.15 | 1.24 | 2.07 | 0.98 | 1.14 | 1.18 | 1.80 |
| Catástrofe RF < 9 [años] | Probabilidad | 4.8% | 6.8% | 6.0% | 7.8% | 3.8% | 5.8% | 5.5% | 6.8% |
| | DERF | 0.33 | 0.51 | 0.43 | 0.54 | 0.26 | 0.45 | 0.40 | 0.48 |

Fuente: elaboración propia.

Desde el criterio del costo de resiliencia, resulta evidente que las asignaciones moderada y conservadora no son adecuadas para la etapa de acumulación, debido a que son dominadas en desempeño y menor riesgo por las otras. Esto concuerda con los hallazgos de Kumara y Pfau (2011) para México, donde se señala que la asignación de trayectoria descendente es la apropiada para un trabajador con un grado relativo de tolerancia al riesgo.

Gráfica 1. Comparativo de desempeño esperado vs. costo de resiliencia en la razón de fondeo



Fuente: elaboración propia a partir de los resultados de la evaluación.

Conclusiones

Este capítulo presenta un marco para la evaluación de estrategias durante la etapa de acumulación de ahorro para el retiro. La evaluación está basada en el cálculo del costo de resiliencia como métrica de riesgo. A diferencia de otras métricas, permite describir íntegramente la ocurrencia y magnitud del impacto en la razón de fondeo de la pensión, causadas por secuencias desfavorables de rendimientos, además del grado de eficiencia en su reducción. El costo de resiliencia permite evaluar las estrategias por su contribución en la mitigación de desviaciones graves con respecto al nivel mínimo requerido de recursos acumulados, que aseguren la viabilidad financiera del plan, así como por el esfuerzo adicional de ahorro derivado de su utilización. Por lo anterior, la disminución del costo de resiliencia refleja el beneficio de emplear estrategias dinámicas que incrementan la flexibilidad de respuesta sistémica. Estas estrategias, en combinación con una estrategia estacionaria adecuada, permiten moderar el impacto en el nivel de fondeo de la pensión. Lo anterior respalda la idea de que un pro-

ceso adaptativo de gestión de riesgos conduce a los sistemas de ahorro-inversión al fortalecimiento de su resiliencia.

Para la acumulación de los recursos mínimos que aseguren un financiamiento viable de la pensión requerida por el trabajador, se requiere una asignación agresiva durante la mayor parte del horizonte de ahorro, que genere rendimientos suficientes que compensen su precaria capacidad de ahorro. Sin embargo, durante la última parte de la acumulación, la inversión se torna más susceptible ante la volatilidad de corto-mediano plazo en los rendimientos, implicando que un plan de ahorro para el retiro que haya mantenido un satisfactorio desempeño (tras haber gozado de secuencias muy favorables de rendimientos), podría en este último segmento sufrir un grave desplome en su razón de fondeo, difícil de restablecer oportunamente. Es posible mitigar esta vulnerabilidad reduciendo la exposición en el mercado accionario durante esta última fase. Similarmente, en caso de un desempeño infructuoso por haberse sufrido previamente rendimientos desfavorables, se podría perder la última oportunidad de recuperación para alcanzar una adecuada razón de fondeo, por lo que disponer de flexibilidad para incrementar la exposición accionaria durante este periodo, permite acelerar su potencial de recuperación.

Para el caso, la asignación de trayectoria descendente permite un mejor balance de protección y recuperación para el último tramo de la acumulación, comparado con la asignación agresiva, por mostrar menores costo de resiliencia y riesgo catastrófico, así como presentar una adecuada respuesta por la utilización de estrategias dinámicas. En general, los trabajadores cercanos a su retiro preferirán asegurar el nivel de recursos logrados durante muchos años, que la alternativa de maximizar su pensión con la incertidumbre de afectar seriamente su plan para el retiro. Por lo tanto, deben optar por la asignación de trayectoria descendente, cuyo diseño permita una exposición agresiva durante la mayor parte de la acumulación, con posibilidad de realizar ajustes tácticos de ahorro-inversión que mitiguen los efectos de rendimientos desfavorables.

El análisis de simulación presentado busca apoyar en la fase de prescripción de la gestión de riesgos, asistiendo en un enfoque de planeación adaptativo, que permita comprender bajo qué circunstancias se pueden utilizar distintas estrategias en la formulación de planes de contingencia y de reacción que mejoren la capacidad de respuesta de los sistemas de ahorro-inversión en un entorno turbulento.

Como futuras agendas de investigación se sugieren investigaciones que empleen modelos alternativos basados en otros supuestos y perspectivas, aplicados a otros contextos, o centrados al nivel táctico y/o de implementación, que permitan confirmar los resultados y conclusiones obtenidos en el presente artículo.

Una extensión conveniente de este trabajo podría incorporar estrategias basadas en la utilización de opciones financieras, así como en la revisión de estrategias empleadas durante la etapa de desacumulación (retiro laboral). El modelo presentado aplica aspectos institucionales y financieros mexicanos, pero puede ser fácilmente extendido a otros países aplicando sus marcos institucionales y valores básicos para la evaluación de los rendimientos.

Referencias

- ALDUNCE, P., Beilin, R., Handmer, J. y Howden, M. (2014). Framing disaster resilience. *Disaster Prevention and Management*, 23(3): 252-270.
- BAKER, H. K. y Filbeck, G. (eds.) (2014). *Investment Risk Management*. Oxford: Oxford University Press.
- BAUBION, C. (2013). OECD risk management: strategic crisis management. *OECD Working Papers on Public Governance*, 23. París: OECD Publishing. DOI: 10.1787/5k41rbd1l1zr7-en
- BATEMAN, H., Eckert, C., Iskhakov, F., Louviere, J., Satchell, S. y Thorp, S. (2017). Default and naive diversification heuristics in annuity choice. *Australian Journal of Management*, 42(1): 32-57.
- BENARTZI, S. y Thaler, R. H. (2001). Naive diversification strategies in defined contribution saving plans. *American Economic Review*, 91(1): 79-98.
- BLAKE, D., Wright, D. y Zhang, Y. (2013). Target-driven investing: Optimal investment strategies in defined contribution pension plans under loss aversion. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(1): 195-209.
- BLANCHETT, D. M. y Frank, L. R. (2009). A dynamic and adaptive approach to distribution planning and monitoring. *Journal of Financial Planning*, 22(4): 52-66.
- CANNON, E. y Tonks, I. (2013). The value and risk of defined contribution pension schemes: International evidence. *Journal of Risk and Insurance*, 80(1): 95-119.
- CAYON, E. y Thorp, S. (2014). Financial autarchy as contagion prevention: The case of Colombian pension funds. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(sup3): 122-139.
- COLLINS, P. J., Lam, H. y Stampfli, J. (2015). How risky is your retirement income risk model? *Financial Services Review* (en prensa). DOI: 10.2139/ssrn.2548651
- DATTA, D., Londono, J. M., Sun, B., Beltran, D. O., RT Ferreira, T., Iacoviello, M. M., Jahan Parvar, M., Li, C., Rodriguez, M. y Rogers, J. (2017). Taxonomy of global risk, uncertainty, and volatility measures. *International Finance Discussion Papers*, 1216. Recuperado de: <https://www.federalreserve.gov/econres/ifdp/files/ifdp1216.pdf>
- DAVIS, R. M. (2012). The Tracker Plan: A controlled risk defined contribution retirement program. *The John Marshall Law Review*, 46(3). Recuperado de: <https://repository.law.uic.edu/lawreview/vol46/iss3/2/>
- DONNELLY, C. (2017). A discussion of a risk-sharing pension plan. *Risks*, 5(1): 12.
- FIKSEL, J. (2015). From risk to resilience. En J. Fiskel, *Resilient by Design*. Washington, DC: Island Press, pp. 19-34. DOI: 10.5822/978-1-61091-588-5_2

- GELMAN, O. (1996). *Desastres y protección civil. Fundamentos de investigación interdisciplinaria*. México: UNAM.
- GONZÁLEZ ANDRADE, S. y Oliva Ayala, E. A. (2017). Análisis de la vulnerabilidad y resiliencia económica de Baja California en el contexto de la crisis financiera internacional. *Frontera Norte*, 29(58): 141-169.
- HAN, N. W. y Hung, M. W. (2012). Optimal asset allocation for DC pension plans under inflation. *Insurance: Mathematics and Economics*, 51(1): 172-181.
- HORMAZÁBAL, S. (2011). Observatorio de Pensiones: Riesgo de pensión en los sistemas de pensiones. Implicación sobre la regulación en los sistemas de contribución definida [en línea]. *BBVA Research*. 10 de marzo. Recuperado de: <https://www.bbvaresearch.com/publicaciones/>
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA (INEGI) (2010). Encuesta Nacional de Ingresos y Egresos de los Hogares (ENIGH). México: INEGI. Recuperado de: www.inegi.org.mx
- JEMIO, L.C., y Medinaceli, A. (2017). Retos que enfrentan los sistemas de pensiones en América Latina [en línea]. *INESAD*. Recuperado de: <https://inesad.edu.bo/dslm/2017/03/retos-que-enfrentan-los-sistemas-de-pensiones-en-america-latina/>
- JIMÉNEZ-CARREÓN, F., Sánchez-Lara, B. y Ortiz, E. (2014). Inversión del ahorro voluntario para el retiro: un entorno turbulento e impredecible. *Revista Matices del Posgrado Aragón*, 9(25): 75-87.
- JOINT COMMITTEE OF THE EUROPEAN FINANCIAL AUTHORITIES (2017). Joint Committee Report on Risk and Vulnerabilities in the European Union Financial System 2017.
- KAZEMI, H., Black, K. H. y Chambers, D. R. (2016). *Alternative Investments: CAIA Level II*. Nueva York: John Wiley & Sons.
- KEMP, M. H. D. y Patel, C. C. (2012). Entity-wide risk management for pension funds. *British Actuarial Journal*, 17(2): 331-394.
- KINGSTON, G. y Fisher, L. (2014). Down the retirement risk zone with gun and camera. *Economic Papers: A Journal of Applied Economics and Policy*, 33(2): 153-162.
- KITCES, M. (2015). Is financial planning software incapable of formulating an actual financial plan? [en línea]. Recuperado de: <https://www.kitces.com/blog/is-financial-planning-software-incapable-of-formulating-an-actual-financial-plan/>
- KUMARA, A. S. (2015). Life cycle and fixed portfolio allocation strategies: A performance comparison for emerging market pension funds. *International Journal of Multidisciplinary Studies*, 2(1). doi: 10.4038/ijms.v2i1.66
- y Pfau, W. (2011). Lifecycle and fixed portfolio allocation strategies: a performance comparison for emerging market countries. *International Journal of Multidisciplinary Studies*, 2(1): 87-96.
- MILEVSKY, M. A. y Robinson, C. (2005). A sustainable spending rate without simulation. *Financial Analysts Journal*, 61(6): 89-100.
- MINAHAN, J. R. (2014). Risk management for public pension funds: Still trying to not waste the crisis. Northfield Commentary.
- MUSMAN, S. y Agbolosu-Amison, S. (2014). A measurable definition of resiliency using mission risk as a metric. *Technical Papers*, MTRI40047. Disponible en <https://www.mit.edu/sites/default/files/publications/resiliency-mission-risk-14-0500.pdf>
- PARK, J., Seager, T. P., Rao, P. S. C., Convertino, M. y Linkov, I. (2013). Integrating risk and resilience approaches to catastrophe management in engineering systems. *Risk Analysis*, 33(3): 356-367.

- PFAU, W. (2011). Getting on track for a sustainable retirement: A reality check on savings and work. *Journal of Financial Planning*, 28(1).
- (2012). Safe withdrawal rates, saving rates, and valuation-based asset allocations. *Journal of Financial Planning*, 25(4): 34-40.
- (2013a). The lifetime sequence of returns: A retirement planning conundrum. SSRN. doi: 10.2139/ssrn.2544637
- (2013b). *Dynamic Retirement Strategies*. Recuperado de: <https://www.mcleanam.com/dynamic-retirement-strategies-inflight-brainstorming/>
- (2014). The lifetime sequence of returns – A retirement planning conundrum. *Journal of Financial Service Professionals*, 68(1).
- PLATANAKIS, E. y Sutcliffe, C. (2017). Asset-liability modelling and pension schemes: the application of robust optimization to USS. *The European Journal of Finance*, 23(4): 324-352.
- RIBEIRO, J. P. y Barbosa-Povoa, A. (2018). Supply chain definitions and quantitative modeling approaches – A literature review. *Computers & Industrial Engineering*, 115: 109-122. doi: 10.1016/j.cie.2017.11.006
- SCHAUS, S. L. (2017). *Successful Defined Contribution Investment Design: How to Align Target-Date, Core and Income Strategies to the PRICE of Retirement*. Nueva York: Wiley.
- SHREVE, C., Davis, B. y Fordham, M. (2017). Gender and disaster resilience. En D. Paton y D. Johnston (eds.). *Disaster Resilience: An Integrated Approach*. Springfield: Charles C Thomas Pub Ltd.
- SOLOW, K. R., Kitces, M. E. y Locatelli, S. (2011). Improving risk-adjusted returns using market-valuation-based tactical asset allocation strategies. *Journal of Financial Planning*, 24(12): 48-68.
- STEWART, F., Despalins, R. y Remizova, I. (2017). Pension funds, capital markets, and the power of diversification. The World Bank.
- SUDMEIER-RIEUX, K. (2014). Resilience – An emerging paradigm of danger or of hope? *Disaster Prevention and Management*, 23(1): 67-80.
- TRAINOR, A. (2017). Weatherproofing a plan's return-seeking assets [en línea]. *Clear Path Analysis*. Recuperado de: <https://www.clearpathanalysis.com/reports/pension-plan-de-risking-north-america-2017>
- VUGRIN, E. D., Warren, D. E. y Ehlen, M. A. (2011). A resilience assessment framework for infrastructure and economic systems: Quantitative and qualitative resilience analysis of petrochemical supply chains to a hurricane. *Process Safety Progress*, 30(3): 280-290.
- WALKER, E. (2009). Riesgo y pensiones. En *Inversiones y pensiones en los sistemas de capitalización*. Santiago de Chile: FIAP, pp.65-86. Recuperado de: [https://www2.congreso.gob.pe/sicr/cendocbib/con2_uibd.nsf/062077857CD87B6E05257723005471CE/\\$FILE/I1.1_pensiones.pdf](https://www2.congreso.gob.pe/sicr/cendocbib/con2_uibd.nsf/062077857CD87B6E05257723005471CE/$FILE/I1.1_pensiones.pdf)

SECCIÓN V

RELACIONES ENTRE MERCADOS

Contagio bursátil México-Estados Unidos y sus determinantes monetarios: análisis con cópulas dinámicas y RNA

*Miriam Sosa Castro
Héctor Díaz Rodríguez
Alejandra Cabello Rosales*

Introducción

Las economías de Estados Unidos y México guardan importantes relaciones, no solo de tipo comercial, cultural, laboral y de cooperación internacional, sino que, dada la cercanía e histórica interacción, sus mercados bursátiles también mantienen importantes vínculos. Estados Unidos se caracteriza por ser la economía hegemónica a nivel internacional, es decir, su participación a nivel internacional es preponderante y su moneda funciona como medio de cambio a nivel mundial. Así, las inversiones realizadas en instrumentos gubernamentales de dicho país son consideradas sumamente seguras y los referentes monetarios de dicha economía, *i.e.*, tasa de interés y sus diferenciales sean tomadas en cuenta como una base a nivel internacional para fijar las tasas de interés del resto de otros países, sobre todo aquellas emergentes.

En este sentido, la economía mexicana fija sus tasas de interés de referencia tomando como base la tasa de referencia de la economía estadounidense, más una prima por riesgo (también considerada variable proxy de riesgo país). De tal forma que, la tasa de interés que se fija por el Banco de México trata de ser competitiva, en términos de atraer inversiones y mantener aquellas que ya se encuentran en el territorio. En suma, las variables monetarias, como la tasa de interés de referencia y los diferenciales en las tasas de interés, son importantes determinantes sobre las inversiones de cartera y sus rendimientos.

Así como las tasas de interés y los diferenciales de tasas de interés inciden en los flujos de capitales, también lo hacen el tipo de cambio y el precio de bienes clave, como el petróleo. En esa dirección, la presente investigación, en línea con el propósito general del libro, tiene como objetivo analizar la evolución de la relación de dependencia bursátil México-Estados Unidos a través del tiempo, así como, determinar si los cambios en dicha dependencia pueden ser explicados a través de las principales variables monetarias: tipo de cambio, precios

del petróleo, tasas de corto y largo plazos y diferenciales de tasas de interés. Lo anterior para el periodo febrero de 2004 a junio del 2016. Así, el presente contribuye a la modelación matemático-econométrica de series financieras, identificando la relación que existe entre la dependencia en los mercados de valores y las variables monetarias.

Para lograr dichos objetivos, se propone una metodología complementaria que emplea el análisis de copulas dinámicas para medir la dependencia bursátil entre los mercados de Estados Unidos (S&P 500) y México (IPC) y determinar si hubo efecto contagio durante la crisis financiera global.¹ Una vez estimada la cópula, se aplica un modelo de redes neuronales artificiales (RNA) con el propósito de analizar si las variables monetarias son capaces de explicar los cambios en la dependencia bursátil. La contribución de la presente investigación radica en dos sentidos: por un lado, se aplica una metodología innovadora, que no ha sido empleada para el análisis propuesto y, en segundo lugar, incrementa el conocimiento entorno a la relación bursátil entre México y Estados Unidos y el papel de las variables monetarias en dicha relación. Esta información es de suma importancia para las autoridades monetarias, los inversionistas y los administradores de riesgos.

El capítulo se estructura de la siguiente manera: la segunda sección revisa la literatura desarrollada hasta el momento entorno al fenómeno de contagio y la relación entre las variables monetarias y la bolsa de valores, la tercera sección describe la metodología de cópulas y redes neuronales, la sección cuatro presenta los resultados y la quinta sección presenta las conclusiones.

Revisión de la literatura

Los trabajos relacionados con el efecto contagio en México abundaron a partir de la crisis del peso mexicano, también denominada *efecto tequila* en 1994 (Kaminsky y Reinhart, 2000; Glick y Rose, 1999; Forbes y Rigobon, 2002; Masson, 1998; Calvo, 2004; Calvo y Reinhart, 1996). Sus estudios destacan aquellos realizados por Rodríguez (2007), quien analiza el contagio bursátil de México a países latinoamericanos y asiáticos, por medio de una metodología de cópulas con cambio de parámetro. Su evidencia señala que existen cambios en la dependencia en los periodos de inestabilidad; para el caso de los países asiáticos estas

¹ El contagio se define como aquel fenómeno en el cual incrementa la correlación entre dos mercados, después de un *shock*. En este sentido, la dependencia es una medida de correlación no lineal y dinámica que permite observar gráficamente el cambio en la relación entre los mercados bajo estudio.

variaciones son de tipo asimétrico, mientras que para los países latinoamericanos son simétricas.

En esa misma línea de investigación, existen otros estudios que incluyen además de México a otros países latinoamericanos, analizando la dependencia que existe entre dichas economías. Canela y Pedreira (2012) estudian la relación bursátil existente entre los países latinoamericanos a partir del uso de cópulas en dos fases, la primera de ellas estima la dependencia entre dos activos por las medias de una cópula arquimediana, la segunda fase toma como referencia diferentes tipos de cópula para capturar distintos patrones de dependencia en las colas de las distribuciones. Bucio, Cabello y Ortiz (2016) analizan la dependencia y el valor en riesgo entre las siete principales bolsas latinoamericanas, dentro de las cuales está incluida la de México, y los mercados bursátiles de Estados Unidos y Canadá. Los hallazgos indican que existe una limitada relación de dependencia entre los mercados latinoamericanos y una mayor dependencia, pero un tanto moderada, entre los países de América del Norte.

En cuanto a la relación de dependencia entre México y Estados Unidos, Lorenzo-Valdés (2016) estudia la dependencia condicional, entre los mercados antes mencionados, a través de una copula simétrica Joe-Clayton, así como de la estimación de probabilidades condicionales de que el índice accionario mexicano crezca o disminuya cuando el índice estadounidense incrementa o se reduce. Los resultados sugieren que hay un alto grado de dependencia condicional en las colas, presentando alta volatilidad en la cola derecha a lo largo del periodo de estudio (2005-2014).

En términos de la relación que existe entre el contagio y las tasas de interés y diferenciales en las mismas, Edwards (1998) analiza la volatilidad de las tasas de interés y su relación con el fenómeno de contagio en las economías de Chile, Argentina y México. Igualmente, estudia los diferenciales de tasas de interés a nivel internacional y la convergencia entre diferenciales. En esta misma línea de investigación, años más tarde, Edwards y Susmel (2000), empleando modelos de volatilidad cambiante, analizan si periodos de alta volatilidad en las tasas de interés tienen un efecto derrame en otras economías. Los resultados apuntan a que la evidencia de contagio entre las economías latinoamericanas es débil.

Dentro de los estudios que incluyen variables monetarias afines con aquellas propuestas en la presente investigación. Suliman (2006) indaga la relación entre volatilidad de las tasas de interés y el efecto contagio en la economía estadounidense utilizando modelos GARCH durante el periodo 1993-1998. Su evidencia empírica señala que es mayor el efecto de los cambios en el tipo de cambio peso mexicano/dólar en términos de contagio financiero, que aquel efecto provocado

por el tipo de cambio con la moneda japonesa, probablemente, por el incremento en los flujos comerciales a partir de la firma del TLCAN.

Otra variable que ha sido relacionada con cambios en los mercados accionarios es el petróleo, sobre todo, en aquellas economías productoras del hidrocarburo. Filis, Degiannakis y Floros (2011) analizan la correlación dinámica entre el mercado accionario y los precios del petróleo en economías exportadoras e importadoras del insumo. La metodología implementada incorpora un modelo A DCC-GARCH-GJR; la evidencia empírica señala que los resultados de la correlación no varían entre economías exportadoras e importadoras y que los precios del petróleo ejercen un efecto negativo en los movimientos del mercado accionario. En una investigación similar a la de Filis *et al.*, Bharn y Nikolova (2010) evidencian la relación que existe entre los precios del petróleo y los cambios en los mercados de capitales en Rusia, a partir de implementar un modelo EGARCH, identificando momentos clave (ataques terroristas en 2001 e invasión y guerra civil en Irak 2003 y 2006, respectivamente).

Las redes neuronales artificiales también han sido ampliamente utilizadas para estudiar diversos fenómenos en el mercado accionario, uno de ellos es el efecto contagio. Franck y Schmied (2004) estudian la predicción de contagio de crisis monetarias del este de Asia a Rusia y Brasil, implementando un modelo de redes neuronales denominado “perceptrón multicapa” el cual, de acuerdo con los resultados, ofrece mejores resultados que la estimación por medio de un modelo *logit*, para la predicción de ataques especulativos. Soydemir (2000) investiga la transmisión de patrones de movimientos bursátiles entre países emergentes y desarrollados, donde las variables económicas fundamentales son considerados como posibles determinantes de las diferencias en los patrones de transmisión de desequilibrios. La evidencia sugiere que la transmisión de desequilibrios bursátiles está más relacionada con los cambios en variables fundamentales que con aquellos efectos “irracionales” de contagio.

Tomando en consideración los estudios previos, el capítulo se suma a los esfuerzos realizados con el objetivo de medir la relación bursátil dinámica entre Estados Unidos y México, en un periodo caracterizado por momentos de calma e inestabilidad. Así, se trata de comprobar si durante el periodo febrero, 2004- junio, 2016 hubo efecto contagio entre ambas economías. Una vez que se estima la dependencia dinámica, se examina si dicha relación puede ser explicada a través de variables monetarias clave como: tasas de interés (de corto y largo plazos), diferenciales de tasas de interés, tipos de cambio (libra/dólar, euro/dólar, euro/peso y dólar/peso) y precios del petróleo (Brent y mezcla mexicana).

Metodología y descripción de los datos

Datos

La estimación de la dependencia dinámica se realiza empleando los rendimientos diarios de los precios de cierre de los índices más representativos de las economías bajo estudio: S&P 500 e IPC, para Estados Unidos y México, respectivamente. El periodo de estudio a considerar es del 11 de febrero del 2004 al 30 de junio del 2016, la selección de la temporalidad subyace en la disponibilidad de los datos, especialmente, sobre los rendimientos de los bonos de largo plazo del gobierno mexicano. Las variables monetarias que se proponen para analizar si explican los cambios en la dependencia dinámica son: tasa de interés de corto plazo de Estados Unidos y México (*T-bills* y Cetes a tres meses), tasa de interés de largo plazo de Estados Unidos y México (notas del Tesoro y bonos federales de 10 años), diferencial de tasas de interés entre los bonos de largo y corto plazo para México, diferencial de tasas de interés entre los bonos de largo y corto plazo para Estados Unidos, diferencial entre las tasas de corto plazo entre la economía mexicana y la estadounidense, diferencial entre las tasas de largo plazo de México y Estados Unidos, tipo de cambio: euro/dólar, libra/dólar, euro/peso y dólar/peso, precio del petróleo Brent y precio de la mezcla mexicana. Para el caso de los precios se utilizan las series en rendimientos logarítmicos.

Metodología

Como se mencionó previamente, el efecto contagio hace alusión a cambios abruptos en la relación que existe entre dos mercados, a partir de un *shock*. Siguiendo esta conceptualización, las cópulas permiten medir la correlación no lineal entre dos activos, esto es, su dependencia. Este trabajo adopta dicha metodología, considerándola como la más apropiada para analizar el fenómeno de contagio.

En cuanto a las redes neuronales, son modelos de tipo ateóricos que funcionan de manera análoga al cerebro, permitiendo que a través de las iteraciones aprenda de ciertos procesos y sea capaz de pronosticar valores futuros. En la aplicación propuesta en el presente capítulo, al modelo se proporcionan datos diarios sobre los cambios que muestran las principales variables monetarias (tipo de cambio, precios del petróleo, tasas de interés y diferenciales de las tasas de interés), considerando que dichos factores inciden en el rendimiento real de las inversiones de cartera. Ambas metodologías se describen a continuación.

Siguiendo a Sosa, Bucio y Cabello (2015), la estimación de la dependencia se realiza a partir de cóputas bivariadas, implementando una ventana móvil de 251 días, en referencia a la duración de un año bursátil promedio. Existen diferentes familias de cóputas, pero dada la naturaleza de las series financieras, las cóputas arquimedianas son aquellas que proveen una estimación más robusta. Dentro de las múltiples bondades que ofrece esta familia de cóputas se encuentra que permiten disminuir la dimensionalidad, lo que provee ventajas, especialmente, en los modelos de variables dependientes limitadas. Dentro de la familia de cóputas arquimedianas, existen diversos parámetros que se pueden calcular, en este caso, la cóputa Clayton permite capturar adecuadamente el sesgo negativo en las distribuciones que representan los datos financieros.

La distribución bivariada de las cóputas arquimedianas es representada de la siguiente manera:

$$C_{\alpha}(u_1, u_2) = \phi_{\alpha}^{-1}[\phi_{\alpha}(u_1) + \phi_{\alpha}(u_2)], \quad 0 \leq u_1, u_2 \leq 1 \quad (1)$$

En donde ϕ_{α} es convexo y decreciente, cumpliendo con la siguiente condición $\phi_{\alpha} \geq 0$. La función ϕ_{α} es denominada generador de la cóputa C_{α} y la inversa ϕ_{α}^{-1} del generador es la transformada de Laplace de una variable latente denotada γ , la cual induce la dependencia α . Así, la posibilidad de elegir diferentes tipos de generadores, da como resultado la existencia de distintas cóputas dentro de la familia arquimediana: Clayton, Gumbel y Frank.

La cóputa bivariada perteneciente a la familia Clayton se describe como sigue:

$$C_{\alpha}(u_1, u_2) = \{u_1^{1-\alpha} + u_2^{1-\alpha} - 1\}^{1/(1-\alpha)}, \quad \alpha > 1 \quad (2)$$

Con un generador $\phi_{\alpha}(t) = t^{1-\alpha} - 1$ y transformada de Laplace

$$\phi_{\alpha}^{-1}(s) = (1 + s)^{\frac{1}{(1-\alpha)}}$$

Para la estimación del parámetro cóputa se emplea el método de maximización de la función de verosimilitud, descrito a continuación:

Sea C una cóputa definida por la ecuación (1)

$$F(x_1, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \quad (3)$$

con una función de densidad tal que

$$f(x_1, \dots, x_n) = c(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \cdot \prod_{j=1}^n f_j(x_j) \quad (4)$$

Sea X a r.v.i.i.d. un vector una función de distribución multivariada F y funciones de distribución marginales continuas F_1, \dots, F_n ; la función de máxima verosimilitud es definida como:

$$l(\theta) = \sum_{j=1}^n \ln c(F_1(x_{j,1}), \dots, F_n(x_{j,n})) + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^d \ln f_i(x_{j,i}) \quad (5)$$

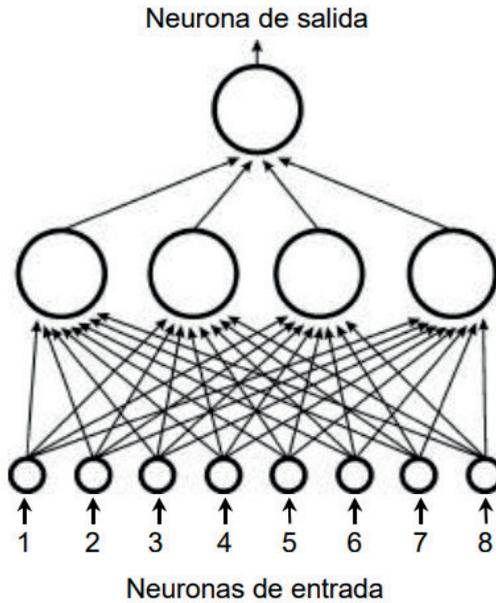
Donde θ es el conjunto de parámetros, tanto de las marginales como de la cópula. De esta manera, dado el conjunto de marginales y una cópula, la función de log-verosimilitud puede ser maximizada obteniendo de esta forma el estimador de máxima verosimilitud

$$\hat{\theta}_{MLE} = \max_{\theta \in \Theta} l(\theta) \quad (6)$$

Redes neuronales artificiales

El uso de las redes neuronales artificiales se ha extendido en diversos campos de la ciencia, debido a su capacidad de adaptación, confiabilidad y auto organización. El modelo de perceptrón multicapa es uno de los más utilizados y se caracteriza por presentar una no-linealidad en la salida, alto grado de conectividad y por tener una o más capas de neuronas ocultas. El algoritmo que emplea se conoce como de retropropagación de error, basado en el algoritmo de corrección de error, es decir, se realiza la estimación y se compara con el dato a emular, así se va corrigiendo el proceso, hasta obtener una diferencia muy pequeña entre los datos estimados y aquellos que realmente se presentaron. Para lograr el proceso antes mencionado, se implementa un método denominado Levenberg-Marquardt, que contiene una capa de entrada en la cual la información proporcionada a la red recorre las distintas capas subsiguientes, manteniendo la ponderación (pesos sinápticos) constante y una capa de salida en la cual la información vuelve a recorrer las capas, pero realizando ajustes en los pesos para corregir el error (Barbosa *et al.*, 2001). El proceso se explica en la figura 1.

Figura 1. MLP (Modelo de perceptrón multicapa)



Fuente: Barbosa et al., 2001.

El perceptrón se define como:

$$o_t = f\left(\sum_{j=0}^s w_j \varphi_j(x)\right), j = 0, 1, \dots, s \quad (7)$$

donde φ_j es la función de activación dada en forma de vector $\varphi_0, \dots, \varphi_s$; x es el insumo variable de la matriz, w_j es el peso, f es el resultado de la función y o es la salida de la neurona.

El modelo de perceptrón multicapa es estimado por una combinación lineal ponderada de los valores de las variables d en la forma

$$a_j = \sum_{i=0}^d w_{ji}^{(1)} x_i \quad (8)$$

Empleando la función de activación $g(\cdot)$; $z_j = g(a_j)$ la red logra estimar a través de la activación de unidades ocultas asociadas en la segunda capa, para cada resultado de la unidad k

$$a_j = \sum_{i=0}^M w_{kj}^{(2)} Z_j \quad (9)$$

las funciones de activación pueden ser *identidad* $\gamma(c) = c$ y *softmax* $(c_k) = \exp(C_k) / (\sum_j \exp(C_j))$. Para el caso de las variables de las capas ocultas, las funciones de activación pueden ser *tangente hiperbólica* $\gamma(c) = \tanh(c) = \frac{e^c - e^{-c}}{e^c + e^{-c}}$ y *sigmoide* $\gamma(c) = \frac{1}{(1+e^{-c})}$.

A través de la función de activación no lineal $y_k \cong g(a_k)$. La función completa del modelo perceptrón multicapa resulta en (Bildirici y Ersin, 2009):

$$y_k = g\left(\sum_{j=0}^M w_{kj}^{(2)} g\left(\sum_{i=0}^M w_{ji}^{(1)} x_i\right)\right) \quad (10)$$

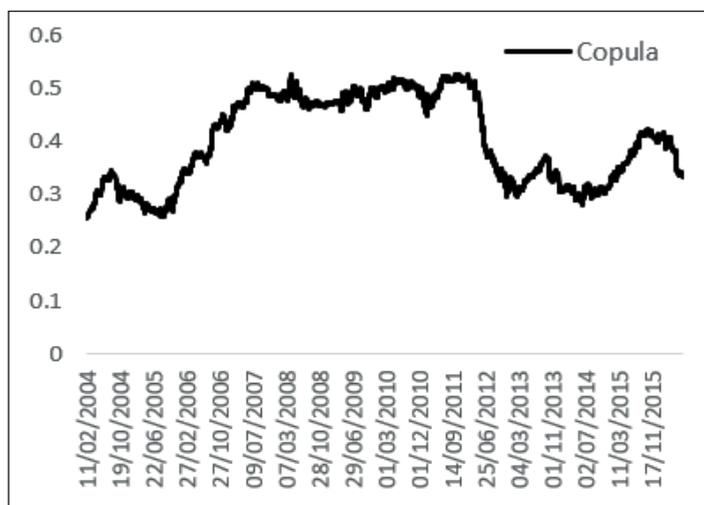
Una vez que la función ha minimizado los errores y encontrado las funciones de activación, el proceso es concluido. Para probar el modelo, una muestra separada es utilizada para contrastar el resultado estimado contra el objetivo.

Evidencia empírica

Análisis gráfico

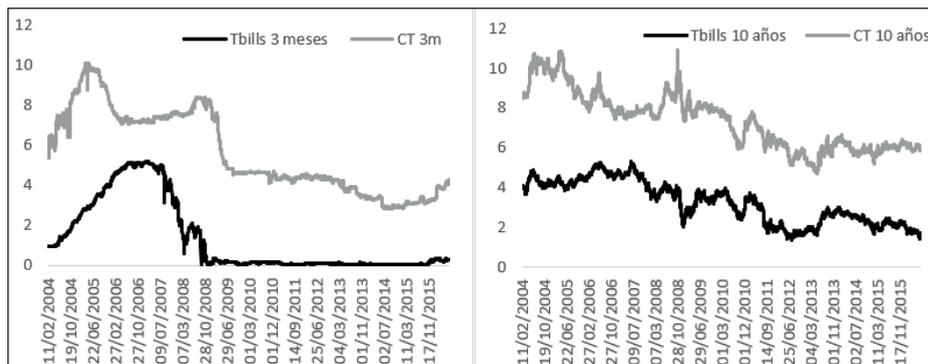
En la gráfica 1 se muestran los resultados de la estimación de la dependencia dinámica entre los rendimientos del mercado estadounidense y mexicano. Como se puede apreciar, la evidencia sugiere la existencia de efecto contagio durante la crisis financiera global (2007-2012) y, en menor medida, durante el periodo de inestabilidad global (2015-2016). Durante la crisis financiera global, la fuerza de los comovimientos incrementó en 51% (de 0.33 a 0.5). En el periodo sucesivo, de mayo de 2012 a diciembre de 2014 la dependencia decrementó a 0.32 en promedio, para volver a incrementar de 0.32 a 0.4 en agosto de 2015 y hasta mayo de 2016.

Gráfica 1. Resultados de la cópula dinámica



Fuente: elaboración propia con datos de la estimación.

Gráfica 2. Tasas de interés de corto plazo y de largo plazo en México y Estados Unidos



Fuente: elaboración propia.

La gráfica 2 muestra las tasas de interés de corto plazo de la economía mexicana y estadounidense (lado izquierdo). Se puede observar la convergencia y sincronía que existe entre la política monetaria de ambas economías, siendo la mexicana seguidora de las acciones de la estadounidense. Igualmente, cabe destacar el incremento en la tasa de *T-bills* en el momento previo a la crisis, cuestión que aumentó el costo del crédito y el impago de obligaciones en tasa variable,

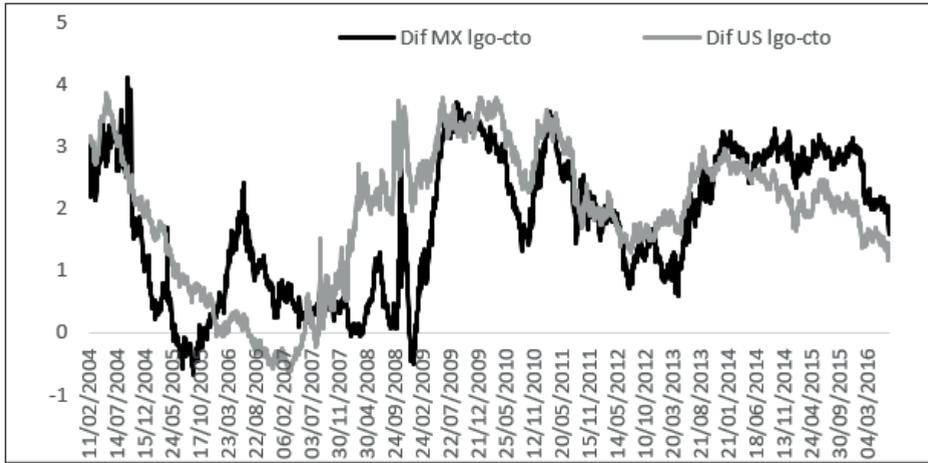
provocando el estallido de la burbuja inmobiliaria. En este sentido, también se puede observar la disminución de la tasa después de la crisis, como resultado de los programas de rescate y aplicación de políticas no convencionales (ZIRP, TARP y QE).² En este sentido, es importante resaltar que la política de flexibilidad en términos de la cantidad de dinero, tuvo un papel importante, ya que fue un mecanismo para incrementar la oferta monetaria a través del aumento de reservas de los bancos, lo cual se logró por medio de la compra de instrumentos gubernamentales y de activos de baja calidad. Esta medida, no solo inundó los mercados de liquidez, sino que transfirió el riesgo de impago asociado a los activos riesgosos de los bancos al banco central. Algunos efectos esperados de la aplicación de este tipo de políticas fueron: i) disminución de la tasa de interés, ii) mejora de la situación de los bancos privados, incrementando su liquidez, iii) promoción del crédito debido a mayor liquidez y menor tasa de interés y, iv) efectos en el tipo de cambio al incrementar el consumo y las importaciones. No obstante, los resultados no fueron aquellos deseados ya que, por la falta de certidumbre y confianza en la economía y los mercados, los bancos no incrementaron la concesión de crédito, no hubo mayor inversión productiva, ni consumo y cayeron los precios. En este sentido, la liquidez originada a partir de este proceso, al no verse materializada en inversión real, aparentemente se dirigió al terreno financiero hacia la compra de activos novedosos, promoviendo la formación de burbujas especulativas en otros mercados; por ejemplo, la inversión en criptomonedas.

En cuanto a las tasas de largo plazo, gráficamente se puede denotar que la tasa de interés de diez años de México sigue a la tasa de Estados Unidos y que ambas tasas tienen una tendencia negativa en el periodo, resaltan los datos de diciembre de 2008, en los cuales hay una amplia divergencia de 8.6 puntos entre la tasa mexicana y estadounidense.

En la gráfica 3 se observa el diferencial de las tasas de interés de corto y largo plazos de cada economía. Se muestran divergencias en los diferenciales para cada economía en el periodo 2004-2009, periodo de cambios inesperados en las tasas de interés de corto plazo. Las tasas tienden a converger desde julio de 2009 a octubre de 2013, a partir de dicha fecha, los diferenciales de Estados Unidos, son menores que los de la economía mexicana.

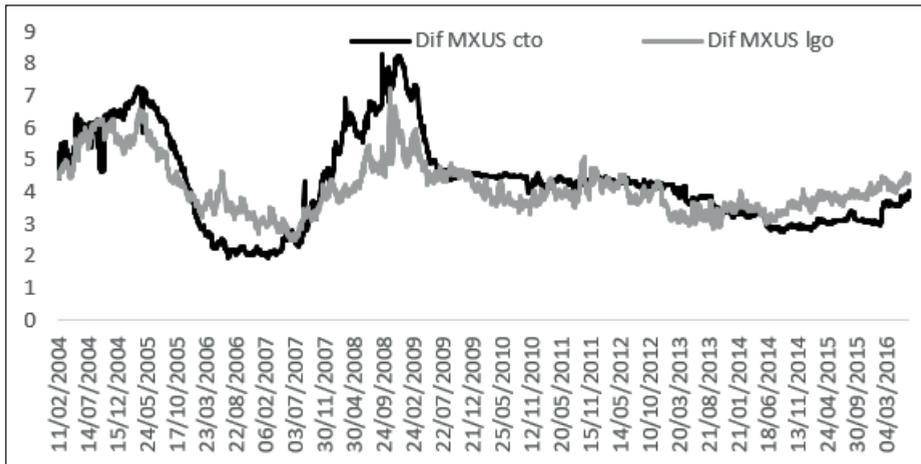
² Son una serie de medidas y programas que el gobierno estadounidense implementó para reactivar la economía, inyectando liquidez a la misma ZIRP (política de tasa de interés cero, por sus siglas en inglés) hace referencia al establecimiento de una tasa de interés en cero por ciento, TARP (programa de rescate sobre activos tóxicos, por sus siglas en inglés) referente a la compra de activos tóxicos y QE o flexibilidad cuantitativa, política que inyectó liquidez a los mercados

Gráfica 3. Diferenciales de las tasas de interés de largo y corto plazo de la economía mexicana y estadounidense



Fuente: elaboración propia.

Gráfica 4. Diferencial de las tasas de corto plazo de México y Estados Unidos y diferencial de las tasas de largo plazo de México y Estados Unidos

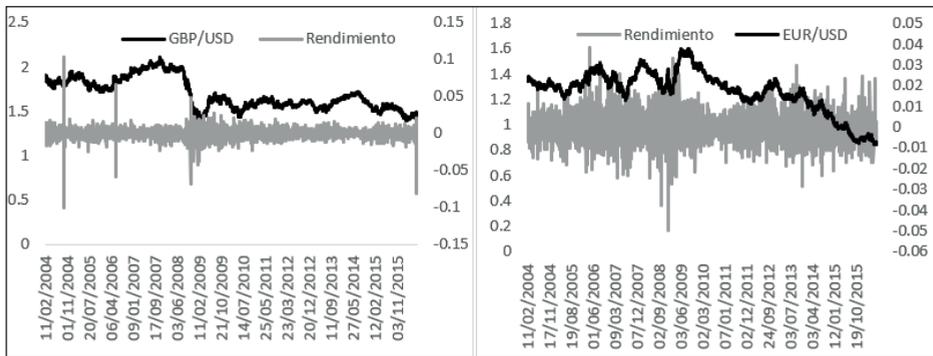


Fuente: elaboración propia.

La gráfica 4 muestra en color negro el diferencial de la tasa de Cetes de tres meses y la tasa de tres meses de *T-bills*, mientras que en color gris se muestra la

diferencia entre el rendimiento de los bonos federales mexicanos de diez años y las notas del tesoro de diez años. La sincronía entre ambos diferenciales es impresionante, ya que refleja que las autoridades monetarias buscan que el diferencial de corto y largo plazos sean muy similares. Ambos diferenciales disminuyen en el periodo previo a la crisis, lo que denota que la tasa de interés de Estados Unidos creció en mayor medida de lo que lo hizo la mexicana, como se puede notar en el panel izquierdo de la gráfica 2. Ambos diferenciales vuelven a crecer en la etapa de la crisis, como resultado de los programas instaurados por el gobierno estadounidense, en los cuales la tasa de interés fue cercana a cero. Desde 2009 el diferencial se estabiliza alrededor de 4%.

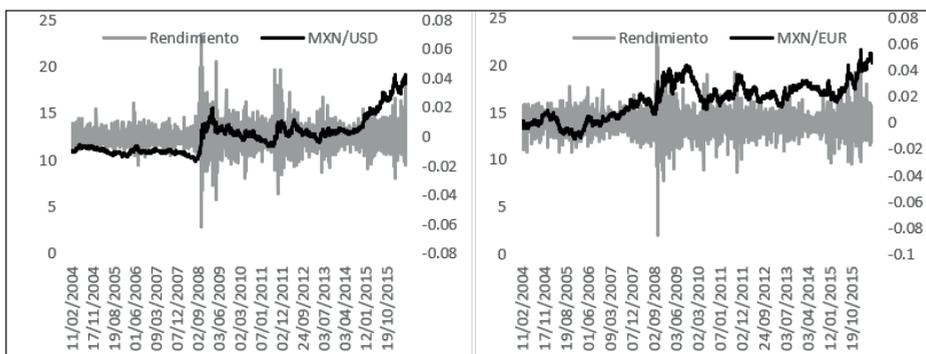
Gráfica 5. Tipo de cambio libra/dólar y euro/dólar, en niveles y rendimientos logarítmicos



Fuente: elaboración propia.

La gráfica 5 denota la evolución del dólar americano frente a la libra y al euro, en ambas gráficas (línea negra) se hace evidente un proceso de depreciación del dólar frente a ambas divisas, ya que, con el mismo dólar, al inicio del periodo se podían adquirir 1.81 libras y 1.34 euros, mientras que al final de dicho periodo, únicamente se pueden comprar 1.33 libras y 0.85 euros. La depreciación del periodo en términos porcentuales es de 36% con respecto a la libra y 57% en relación con el euro. La disminución del precio relativo del dólar se suscitó a partir del periodo de la crisis en el año 2007. En cuanto a los rendimientos, la serie dólar/euro es la que presenta mayor volatilidad, mientras que en todo el periodo durante los años 2008-2009 se pueden notar las mayores variaciones.

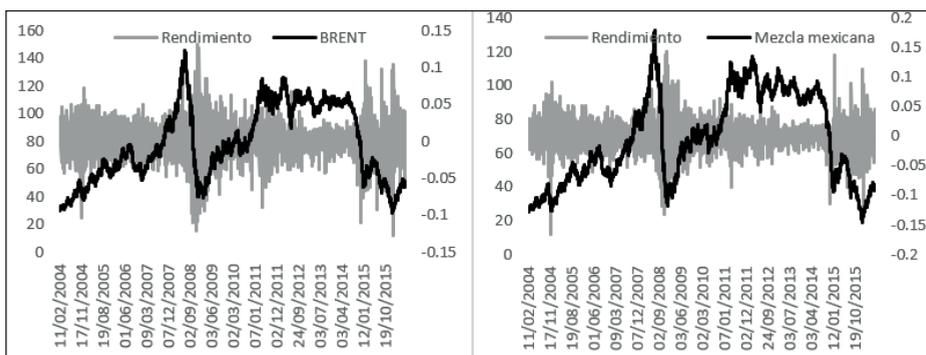
Gráfica 6. Tipo de cambio peso/dólar y peso/euro, rendimientos y niveles



Fuente: elaboración propia.

La gráfica 6 muestra la evolución del peso mexicano frente al euro y al dólar, en ambas se muestra una depreciación del peso en relación con ambas monedas. La mayor depreciación e incertidumbre relacionada a las variables, se presentó en 2008 al inicio de la crisis financiera global. A lo largo del periodo, el peso pasó de 10.98 MXN/USD a 18.28 MXN/USD, perdiendo 66% de su valor con respecto al dólar. En cuanto al tipo de cambio MXN/EUR, el peso se depreció en 37%.

Gráfica 7. Precios del petróleo Brent y mezcla mexicana, niveles y rendimientos logarítmicos



Fuente: elaboración propia.

La gráfica 7 exhibe el comportamiento de los precios del petróleo Brent y de la mezcla mexicana. Se hace evidente el comportamiento similar de ambas se-

ries y el incremento abrupto de los precios de los hidrocarburos en el periodo previo a la crisis, así como el desplome de los precios, una vez que dicha “burbuja” reventó. El precio volvió a subir de 2008 a 2014, desplomándose de nuevo en 2015 y 2016; aparentemente, las caídas en el precio del petróleo están estrechamente relacionadas con periodos de inestabilidad financiera.

El análisis gráfica muestra que las variables monetarias propuestas han experimentado variaciones importantes en el periodo de la crisis, y en el cual la dependencia incrementó de manera importante, denotando efecto contagio. El MLP permite confirmar que las variables monetarias pueden explicar los cambios en la relación dinámica de los mercados bursátiles, además de arrojar importante información sobre cuáles son las variables con mayor importancia en dicho proceso.

Resultados del modelo de perceptrón multicapa

Una vez que se ha estimado la relación de dependencia dinámica y confirmado la existencia de efecto contagio entre los mercados de capitales, se aplica el modelo de red neuronal perceptrón multicapa para, por un lado, establecer si las variables monetarias propuestas explican adecuadamente los co-movimientos bursátiles y, por el otro lado, conocer en qué orden de importancia inciden en el proceso. Dentro del modelo la variable que ha sido denominada como dependiente es la cópula dinámica, mientras que las variables independientes son: tasa de interés de corto plazo de Estados Unidos y México (T-bills y Cetes a 3 meses), tasa de interés de largo plazo de Estados Unidos y México (notas del Tesoro y bonos federales de 10 años), diferencial de tasas de interés entre los bonos de largo y corto plazo para México, diferencial de tasas de interés entre los bonos de largo y corto plazo para Estados Unidos, diferencial entre las tasas de corto plazo entre la economía mexicana y la estadounidense, diferencial entre las tasas de largo plazo de México y Estados Unidos, tipo de cambio: euro/dólar, libra/dólar, euro/peso y dólar/peso, precio del petróleo Brent y precio de la mezcla mexicana.

Los resultados de la estimación se muestran en el cuadro 1, como se mencionó anteriormente, la red tiene como variable dependiente a la cópula dinámica y como variables independientes 13 factores monetarios. Hay 12 unidades en la capa oculta y la función de activación utilizada es la tangente hiperbólica. En la capa de salida el método utilizado es estandarizado, la función de activación es la identidad y la función de error es suma de cuadrados.

Cuadro 1. Información de la red

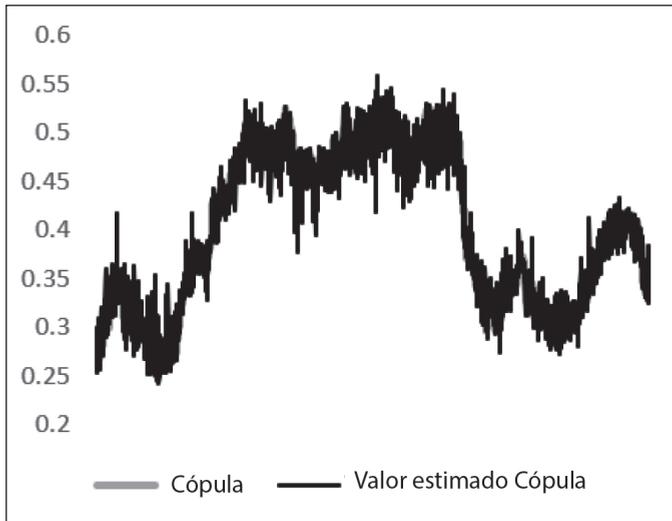
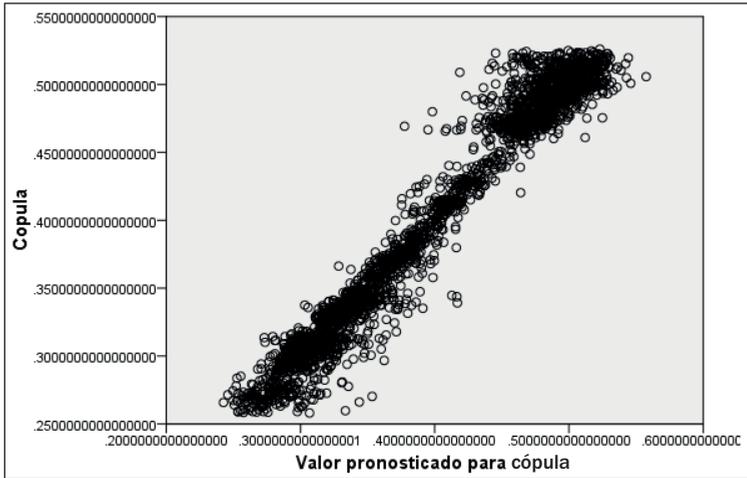
| | | | |
|------------------------|--|---------------------------------|----------------------|
| Capa de entrada | Factores | 1 | T-bills 10 años |
| | | 2 | Cetes 3 meses |
| | | 3 | Cetes 10 años |
| | | 4 | Libra dólar |
| | | 5 | Eurodólar |
| | | 6 | Brent |
| | | 7 | Mezcla mexicana |
| | | 8 | USD/MXN |
| | | 9 | EURO/MXN |
| | | 10 | Dif MX lgo-cto |
| | | 11 | Dif US lgo-cto |
| | | 12 | Dif/MXUS cto |
| | | 13 | Dif/MXUS lgo |
| | | Número de unidades ^a | |
| Capas ocultas | Número de capas ocultas | | 1 |
| | Número de unidades en la capa oculta 1 ^a | | 12 |
| | Función de activación | | Tangente hiperbólica |
| Capa de salida | Variables dependientes | 1 | Cópula |
| | Número de unidades | | 1 |
| | Método de cambio de escala para las dependientes de escala | | Estandarizados |
| | Función de activación | | Identidad |
| | Función de error | | Suma de cuadrados |

Fuente: elaboración propia con datos de la estimación.

Para probar el modelo, es decir, para saber qué tan bueno es el modelo para describir la variable, e incluso, pronosticarla una muestra separada es utilizada para contrastar los resultados estimados contra los objetivos, la gráfica 8 muestra los resultados de dicha prueba, evidenciando que los resultados del modelo se ajustan bastante a los datos reales obtenidos a partir de la estimación de la cópula. La apreciación visual es comprobada por medio de la estimación del error rela-

tivo, el cual es de 0.04%,³ lo cual significa que las variables monetarias propuestas son capaces de explicar con gran precisión el valor de la dependencia dinámica.

Gráfica 8. Valor estimado vs. cópula dinámica



Fuente: elaboración propia con datos de la estimación.

³ La estimación se realiza a partir de la siguiente expresión (*target output-predicted output*) *predicted output* para cada valor fuera de la muestra. El error promedio se estima una vez que son obtenidos los resultados para todas las observaciones.

Cuadro 2. Resultados de la prueba de importancia normalizada

| | Importancia | Importancia normalizada |
|-----------------|-------------|-------------------------|
| Tbills 10 años | .072 | 62.4% |
| CT 3m | .115 | 100.0% |
| Bono México 10a | .088 | 76.9% |
| GDP/USD | .071 | 61.4% |
| EUR/USD | .070 | 60.6% |
| BRENT | .074 | 64.0% |
| Mezcla mexicana | .074 | 64.7% |
| USD/MXN | .070 | 60.8% |
| EUROMXN | .070 | 60.5% |
| Dif MX lgo-cto | .073 | 63.9% |
| Dif US lgo-cto | .070 | 60.7% |
| Dif MXUS cto | .081 | 70.3% |
| Dif MXUS lgo | .073 | 63.7% |

Fuente: elaboración propia con datos de la estimación.

Una vez que se comprueba que las variables monetarias explican el comportamiento de la dependencia dinámica bursátil entre México y Estados Unidos, se analizan los resultados de la prueba de importancia normalizada, los cuales revelan que la variable rendimiento de los Cetes a tres meses (CT 3m) es aquella que incide en mayor medida en los co-movimientos entre los mercados de valores mexicano y estadounidense, la segunda variable en importancia es la tasa de los bonos federales mexicanos a diez años (Bono México 10a), la tercera variable es el diferencial de las tasas de interés de corto plazo entre México y Estados Unidos. Los resultados obtenidos a partir de este análisis evidencian la importancia que tiene la tasa de interés de corto plazo en los movimientos conjuntos del mercado de valores, lo cual se puede explicar a partir de que las inversiones de portafolio, especialmente aquellas de corto plazo, se ven sumamente influenciadas por dicha variable, como componente base del rendimiento accionario.

Los resultados previamente expuestos son consistentes con la denominada regla de Taylor, que señala a la tasa de interés nominal de corto plazo como un importante mecanismo de incidencia en la economía, a partir de la estabilización de la producción real en torno a un objetivo y el control de la inflación. Al estar anclada al objetivo inflacionario, la tasa nominal de interés de corto plazo ha tenido incidencia sobre variables de flujos de capital, así como en la relación entre los mercados de valores estadounidense y mexicano.

Conclusiones

El presente capítulo analiza el efecto contagio entre los mercados de valores de México y Estados Unidos y, adicionalmente, determina si variables monetarias

clave pueden explicar dicho fenómeno. Para lograr dicho objetivo se implementa una metodología complementaria que incorpora la estimación por medio de cópulas dinámicas y la aplicación del modelo de redes neuronales artificiales.

Los resultados de la cópula dinámica señalan la presencia de efecto contagio durante el periodo de la crisis financiera global (2007-2012), con un incremento en la fuerza de los co-movimientos entre los mercados bursátiles de 51%. La evidencia señala que, contrario a lo que se pudiera pensar sobre los mercados accionarios de las economías mexicana y estadounidense, no se encuentran inmersas en una relación de dependencia, ya que la relación entre ambas economías no es fuerte a lo largo del periodo, sino que únicamente incrementa a partir de un *shock*, el inicio de la crisis, y disminuye una vez que regresa la calma a los mercados.

En términos de los resultados del modelo de red neuronal, los hallazgos sugieren que las variables monetarias propuestas son capaces de explicar y predecir, con buen ajuste, los valores de la dependencia, calculada a partir de la cópula dinámica. La prueba de la importancia normalizada hace evidente la importancia de la tasa de interés de corto plazo (Cetes 3 meses) en la dependencia dinámica entre los mercados bajo estudio. Dicho resultado es consistente con la importancia de dicho indicador para la economía mexicana, ya que representa la tasa de referencia en el mercado y es a partir de la misma que el gobierno instrumenta la política monetaria del país.

Con base en lo anterior, la presente investigación aporta elementos de suma importancia en términos de política monetaria, ya que se hace evidente la incidencia de la tasa de corto plazo mexicana en la dependencia bursátil que México guarda con Estados Unidos. En esta misma línea, los cambios en la dependencia entre mercados son muy relevantes en términos de la diversificación en inversiones internacionales, por lo que, también se aportan elementos para la administración de riesgos y toma de decisiones.

Es importante incrementar la literatura entorno a la dependencia bursátil y al efecto contagio, mejorando el entendimiento de dichos fenómenos, con miras a obtener más información que permita promover la prevención y detección de crisis y de su transmisión. En esta dirección se pueden realizar estudios que incluyan otras economías, variables y periodos de estudio. Además de investigaciones que incorporen diversas técnicas y modelos; por ejemplo, la incorporación volatilidad de tasas de interés como variable explicativa.

Referencias

BARBOSA, L., Kleisinger, G. H., Valdez, A. D. y Monzón, J. E. (2001). Utilización del modelo de Kohonen y del perceptron multicapa para detectar arritmias cardíacas. *Diagnóstico*, 2: 4.

- BHARN, R. y Nikolovann, B. (2010). Global oil prices, oil industry and equity returns: Russian experience. *Scottish Journal of Political Economy*, 57(2): 169-186.
- BILDIRICI, M. y Ersin, Ö. Ö. (2009). Improving forecasts of GARCH family models with the artificial neural networks: An application to the daily returns in Istanbul Stock Exchange. *Expert Systems with Applications*, 36(4): 7355-7362.
- BUCIO, C., Cabello, A. y Ortiz, E. (2016). Dependence and value at risk in the stock markets from the Americas: A copula approach. *Journal of Research in Business, Economics and Management*, 5(5): 761-780.
- CALVO, G. A. (2004). Contagion in emerging markets: When Wall Street is a carrier. E. Bour, D. Heymann y F. Navajas (eds.). *Latin American Economic Crises. International Economic Association*. Londres: Palgrave Macmillan, pp. 81-91. DOI: 10.1057/9781403943859_5
- CALVO, S. G. y Reinhart, C. M. (1996). Capital flows to Latin America: is there evidence of contagion effects? *Policy Research Working Paper Series* 1619. The World Bank. Recuperado de: <https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/1619.html>
- CANELA, M. A. y Pedreira, M. (2012). Modeling dependence in Latin American markets using copula functions. *Journal of Emerging Market Finance*, 11(3): 231-270.
- EDWARDS, S. (1998). Interest rate volatility, contagion and convergence: An empirical investigation of the cases of Argentina, Chile and Mexico. *Journal of Applied Economics*, 1(1): 55-86.
- y Susmel, R. (2000). Interest rate volatility and contagion in emerging markets: evidence from the 1990s (No. w7813). *National Bureau of Economic Research*.
- FILIS, G., Degiannakis, S. y Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, 20(3): 152-164.
- FORBES, K. J. y Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5): 2223-2261.
- FRANCK, R. y Schmied, A. (2004). Predicting currency crisis contagion from East Asia to Russia and Brazil: An artificial neural network approach. *SSRN Electronic Journal*. DOI:10.2139/ssrn.535402
- GLICK, R. y Rose, A. K. (1999). Contagion and trade: Why are currency crises regional? *Journal of International Money and Finance*, 18(4): 603-617.
- HON, M. T., Strauss, J. y Yong, S. K. (2004). Contagion in financial markets after September 11: myth or reality? *Journal of Financial Research*, 27(1): 95-114.
- KAMINSKY, G. L. y Reinhart, C. M. (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of International Economics*, 51(1): 145-168.
- LORENZO-VALDÉS, A. (2016). Dependencia condicional entre los mercados bursátiles de México y Estados Unidos. *Revista de Análisis Económico*, 31(1): 3-14.
- MASSON, M. P. R. (1998). *Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps Between Multiple Equilibria* (No. 98-142). International Monetary Fund.
- RODRÍGUEZ, J. C. (2007). Measuring financial contagion: A copula approach. *Journal of Empirical Finance*, 14(3): 401-423.
- SOSA, M., Bucio, C. y Cabello, A. (2015). Mercados de capitales del bloque BRIC + México: Dependencia estimada con un enfoque de cópulas. *Investigación Administrativa*, 44(115).
- SOYDEMIR, G. (2000). International transmission mechanism of stock market movements: Evidence from emerging equity markets. *Journal of Forecasting*, 19(3): 149-176.
- SULIMAN, O. (2005). Interest rate volatility, exchange rates, and external contagion. *Applied Financial Economics*, 15(12): 883-894.

Relación entre los precios internacionales del petróleo y la mezcla mexicana en el periodo 2010-2018

*Leovardo Mata Mata
Juan Delfino Salcedo Badillo*

Introducción

La economía financiera se puede concebir como una ciencia encaminada a fortalecer la toma de decisiones en diversos ámbitos, y para ello requiere de herramientas que le permitan identificar, establecer y medir relaciones entre diversas variables. Particularmente, se busca que la modelación y sus implicaciones empíricas generen un análisis más profundo de lo que atañe a México y la región latinoamericana. A este respecto, este capítulo busca contribuir con una descripción empírica robusta de la relación que los precios internacionales del petróleo guardan con la mezcla mexicana a lo largo del tiempo.

Concretamente, el objetivo es encontrar evidencia de que el modelo GARCH DCC con una distribución gaussiana inversa normal describe en mayor medida a los rendimientos, tanto en media como en volatilidad. De esa manera, se abona a una de las metas centrales de esta obra, en cuanto a modelación y aplicabilidad empírica. De ahí que el capítulo se encuentre organizado en cinco secciones. La primera sección que trata sobre el mercado global contemporáneo de hidrocarburos. El segundo apartado, donde se revisan los conceptos fundamentales que se relacionan con los precios internacionales del petróleo. La tercera sección donde se revisa la literatura referida a la modelación de los rendimientos del petróleo y las especificaciones GARCH. La siguiente sección donde se presentan las estimaciones y resultados, y finalmente, el quinto apartado donde se presentan las conclusiones y recomendaciones.

Breve panorama del mercado global del petróleo

En el mundo han existido tres revoluciones tecnológicas de gran importancia: la edad de los metales, la Revolución Industrial y la revolución energética. Esta última es el resultado de la búsqueda incesante del ser humano por producir ener-

gía a mayor escala, con un mayor poder calorífico y tener acceso a la misma a un menor costo (Malik, 2007).

Ahora, si bien es cierto que las distintas regiones del mundo han incrementado su demanda de energía, sobre todo desde la década de los 1960. A partir de 2016, los mayores consumidores de energía, es decir, la comunidad de países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), se han propuesto reducir significativamente su consumo energético para el año 2035. Más aún, Latinoamérica, China y el resto de Asia también disminuirán de manera importante su demanda total de energía, aunque este grupo de países lo hará a tasas mucho más moderadas (Lyn, 2011).

Por otro lado, en lo que respecta a las fuentes de energía dominantes hacia las próximas décadas, se observa un incremento importante de las fuentes de energía renovable. Se prevé que para el año 2035 los combustibles fósiles –petróleo, gas y carbón– aún sean la fuente principal del consumo y de la producción de energía primaria en el mundo, con aproximadamente un 70% del total. Sin embargo, en términos generales, este escenario se traducirá en una disminución de la intensidad energética del uso de combustibles fósiles para los próximos 20 años (Wang, 2014).

En esta dirección, ha sido especialmente relevante la reciente revolución energética de América del Norte, emprendida y liderada por Estados Unidos. La emergencia de la era de los hidrocarburos no convencionales, petróleo de esquisto y gas de lutita –*tight oil* y *shale gas* en inglés–, definitivamente seguirá reconfigurando el mapa geopolítico del mercado energético global, en el cual se vislumbra un amplio dominio de la región norteamericana en los próximos años, con una participación más modesta de la región Asia-Pacífico hasta dentro de dos décadas (Salcedo, 2015).

En conjunto, el panorama energético global pone de manifiesto la urgente necesidad de transitar hacia un escenario más sustentable del consumo y producción de energía primaria en el planeta. El indiscutible dominio del petróleo y el gas natural en las décadas por venir apremia el diseño y elaboración de políticas públicas que promuevan la inversión, en un mercado mundial del petróleo que se caracterizará por la alta volatilidad de los precios, sus altos costos de exploración y producción, y una geología complicada que demandará mayores retos tecnológicos (Energy Information Administration [EIA], 2017).

En este sentido, este trabajo busca contribuir al análisis del mercado global de petróleo, desde el punto de vista de la variación que experimentan los rendimientos del petróleo. Particularmente, en el caso de México, existe una importancia adicional, ya que la renta petrolera es un elemento importante dentro de las exportaciones totales del país y por ende constituye un elemento importan-

te dentro de los ingresos del Estado mexicano que repercute directamente a la Administración Pública Federal (Salcedo, 2015).

Desde el enfoque estadístico, existen diversos estudios en la literatura para describir los rendimientos de diversos precios del petróleo (Fan y Li, 2015). En cualquier caso, se sabe que diversas variables, tanto políticas como económicas, influyen sobre el nivel de los precios internacionales. Por tanto, los hechos estilizados de los rendimientos financieros aparecen marcadamente en las series de tiempo de los precios internacionales del petróleo. A saber, sesgo, alta curtosis, no normalidad, no linealidad, clusters de volatilidad, varianza no constante, entre otros (Cont, 2001; Alayon, 2015; Corlu, Meterelliyo y Tinic, 2016).

Por ello, se encuentra en la literatura que se emplean usualmente vectores autorregresivos (VAR), modelos de corrección de errores y especificaciones ARCH-GARCH para analizar los rendimientos del petróleo (Fan y Li, 2015). La modelación univariada es más común, aunque existen diversos trabajos de GARCH multivariado para la OCDE (Min y Hwang, 2012) o el caso de México (Ruiz-Porras y Anguiano, 2016).

En este trabajo, a diferencia de otros estudios se exploran los modelos GARCH multivariados bajo una distribución de probabilidad diferente, aunque popular en la literatura, pero poco trabajada en especificaciones GARCH: la función gaussiana inversa normal (NIG, por sus siglas en inglés). Además, se realiza un comparativo con las distribuciones usuales normal y t-Student multivariadas. Asimismo, a diferencia del estudio realizado por Ruiz-Porras y Anguiano (2016), no solo se estima la NIG multivariada, sino que se implementa la prueba de hipótesis McAssey (2013) para evaluar la bondad de ajuste de cada distribución de probabilidad a los rendimientos del petróleo. La muestra de información incluye precios diarios de Brent, Dubái, West Texas Intermediate (WTI) y mezcla mexicana (MME). La ventana de tiempo abarca el periodo del 1 de enero de 2010 al 28 de febrero de 2018. Este periodo se eligió así, para analizar el mercado global posterior a las turbulencias de la crisis financiera internacional de 2007-2009.

En la siguiente sección se revisan los tipos de petróleo más relevantes a nivel global, así como sus características más importantes dentro del contexto del mercado internacional de hidrocarburos.

Los precios internacionales del petróleo

Alrededor del mundo se pueden encontrar cientos de tipos diferentes de petróleo. Estos diferirán por su calidad y dificultad para ser refinados. Sin embargo,

en los mercados internacionales se encuentran algunos tipos de petróleo que resultan útiles al tratar de usarlos como referencia y que normalmente resultan ser los más importantes a nivel global.

Es por eso que se realizará un desglose de las características de los tipos de petróleo más importantes del mundo y que sirven de referencia en los mercados internacionales de mayor relevancia (Puyana, 2014). Entre ellos sobresalen básicamente tres:

1. Brent. Petróleo del Mar del Norte, que sirve como referencia para los mercados europeos y en general para el 65% de los crudos a nivel global. El Brent tiene 38.5 grados API¹ y 0.4% de azufre.
2. West Texas Intermediate (WTI). Petróleo crudo de muy alta calidad, ligero y dulce (39.6 grados API y 0.24% de azufre). El WTI es utilizado como precio de referencia en el mercado de Estados Unidos.
3. Dubái. Se caracteriza por ser de baja calidad al contar con 31 grados API y 2.04% de azufre. Se utiliza como precio de referencia para los mercados asiáticos.

En este sentido, si se analiza la evolución del precio promedio de cuatro diferentes mezclas que sirven de referencia en los mercados internacionales, a saber, Dubái, Brent y WTI, se observa que de 1976 a 2017, en promedio, el precio del referente Brent ha sido de us\$39, y el precio del WTI de us\$38; mientras que el precio del marcador Dubái ha concurrido en los us\$37.

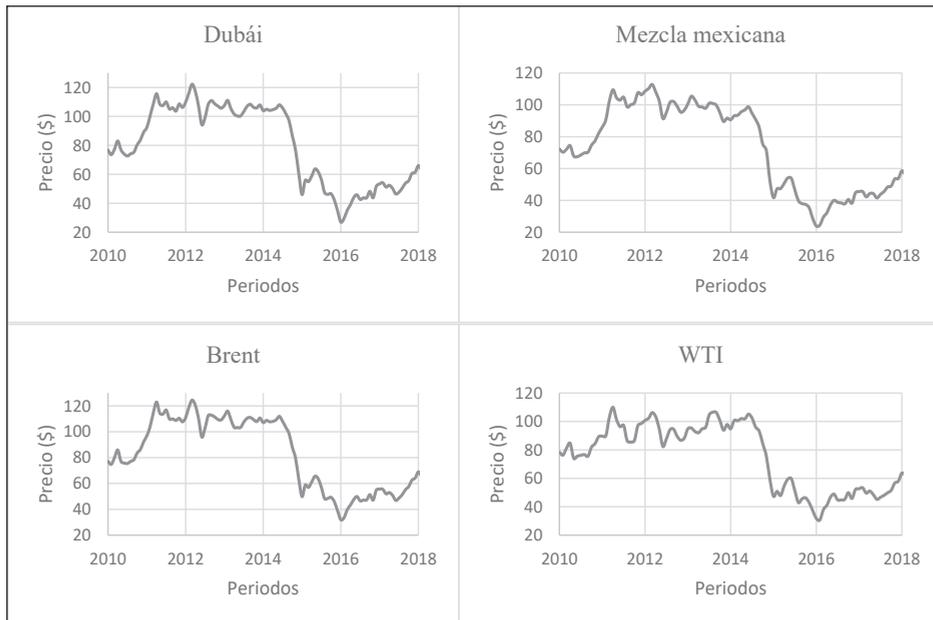
Se puede observar que el marcador de precios Brent sobrepasa ligeramente al referente WTI. A pesar de que el WTI es considerado un crudo más ligero, con una menor cantidad de azufre y mayores grados API, la mezcla Brent por su notabilidad en el comercio mundial de petróleo, a partir de 2011 suele estar por encima entre uno y dos dólares. El precio promedio del marcador Dubái por debajo del resto se explica sin duda por su baja calidad con respecto a los demás (Salcedo, 2015).

Por otra parte, en el caso de México, con la constitución de Pemex en 1938, se dividió el país en tres zonas petroleras diferentes para tener una mejor administración en el control nacional de este recurso natural. Estas fueron: Zona Noreste, Zona Sur y Zona Norte, de las cuales se extrae la mezcla mexicana de

¹ Hace referencia a una clasificación científica provista por el American Petroleum Institute (API) que divide al petróleo en crudo ligero y crudo pesado de acuerdo con la densidad de este con respecto al agua. El petróleo ligero suele tener más de 10 grados y el pesado menos de 10 grados. El rango de precios es más alto para el crudo que se encuentra dentro del rango de los 40 a 45 grados, es decir súper ligero (EIA, 2017).

exportación (MME) que es el nombre que recibe el crudo mexicano dispuesto para comerciarse a nivel internacional (Secretaría de Hacienda y Crédito Público [SHCP], 2017).

Gráfica 1. Precios mensuales 2010-2018



Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg.

La MME se encuentra constituida principalmente por carbono 84-87 %, hidrógeno de 11-14 %, azufre de 02 % y nitrógeno 0.2 %. Asimismo, se clasifica en cuatro tipos: Maya, Istmo, Olmeca y Altamira clasificados según el Instituto Americano del Petróleo (API). De hecho, se puede señalar que entre menos grados API contenga la mezcla, es más pesada que el agua y se califica el petróleo como extra pesado. Su nivel de pureza determina el precio del barril, entre más limpio, se puede aprovechar mejor. De ahí se desprende su rentabilidad en el mercado (EIA, 2017).

Actualmente, el sector energético de México se encuentra en un ciclo nuevo, debido a la reciente aprobación e implementación de la reforma energética. Esta reforma plantea incentivos para producir más hidrocarburos, a un menor costo, mediante la entrada de empresas privadas al sector, tanto nacionales como extranjeras. Estas disposiciones le quitan a Petróleos Mexicanos (Pemex)

su poder de mercado, es decir, la etiqueta de monopolio y contribuye al desarrollo del país, pues se favorece la competencia (Puyana, 2014).

Ahora bien, si retomamos el enfoque de análisis de este trabajo mediante series de tiempo se debe comentar que existen pocos trabajos que estudian la relación entre los precios de la mezcla mexicana y los precios internacionales del petróleo. Ruiz-Porras y Anguiano (2016) analizan mediante GARCH multivariado la correlación entre Brent, WTI y MME, bajo la distribución normal y t-Student. No obstante que los autores encuentran efectos asimétricos sobre la volatilidad, no se presenta una prueba de bondad de ajuste para la estimación de la distribución de probabilidad multivariada.

Otros estudios que destacan por analizar la volatilidad de los precios de la mezcla mexicana son Dávila, Núñez y Ruiz (2006) quienes emplean modelos ARCH-GARCH univariados para estudiar la volatilidad histórica. Similarmente, López-Sarabia y Venegas-Martínez (2010), De Jesús-Gutiérrez y Carvajal-Gutiérrez (2013), De Jesús-Gutiérrez, Vergara-González y Díaz Carreño (2015) estudian la volatilidad de la MME y algunas variables relacionales en diferentes contextos, pero no un análisis multivariado de la varianza bajo modelos GARCH.

En la siguiente sección, se presenta el esquema de GARCH multivariado, así como las pruebas y distribuciones de probabilidad que se emplearán en las estimaciones.

Modelos GARCH multivariados

Los modelos GARCH multivariados consideran que la matriz de varianza-covarianza condicional asociada a un vector aleatorio incorpore una estructura dinámica flexible (Bauwens, Laurent y Rombouts, 2006). En ese caso, es posible estimar un vector autorregresivo (VAR) para la media condicional (Engle, 2002) y una ecuación ARCH-GARCH (p, q) para la varianza de cada variable endógena, donde p es el número de rezagos de la perturbación aleatoria y q es el número de rezagos de la varianza condicional estimada.

La especificación es

$$y_t = Ax_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t \sim B_t^{1/2} v_t \quad (2)$$

donde y_t es un vector aleatorio de tamaño $m \times 1$ de variables dependientes, A es una matriz de parámetros $m \times k$, x_t , es un vector de tamaño $m \times 1$ de va-

riables explicativas, usualmente los rezagos de y_t , $B_t^{1/2}$ es el factor de Cholesky de la matriz de covarianzas condicional (Bollerslev *et al.*, 1988) a lo largo del tiempo y v_t es un vector aleatorio $m \times 1$, cuyos elementos son ruido blanco estricto (Aielli, 2009).

Los supuestos que se consideren sobre la estructura de la matriz de varianza-covarianza H_t determinan un tipo distinto de GARCH multivariado (Comte y Lieberman, 2003). A grandes rasgos, se pueden establecer cuatro tipos principales (Engle, 1982):

1.- El modelo de vectorización (DVECH), donde se asume que la matriz H_t presenta la estructura dada por

$$H_t = S + \sum_{i=1}^p A_i \odot u_{t-1} u'_{t-1} + \sum_{j=1}^q B_j \odot H_{t-j} \quad (3)$$

siendo S , A_i y B_j matrices simétricas de parámetros $m \times m$ y \odot el producto de Hadamard (Greene, 2015). En el caso particular de una distribución normal multivariada, la función de log-verosimilitud es

$$\log(L) = \sum_{t=1}^T -\frac{1}{2} m \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(\det(H_t)) - \frac{1}{2} u_t H_t^{-1} u'_t \quad (4)$$

2.- Por otra parte, la especificación con correlaciones condicionales constantes (ccc), supone una matriz R de correlaciones fijas, invariantes en el tiempo, tal que:

$$H_t = D_t^{1/2} R D_t^{1/2} \quad (5)$$

con D_t una matriz diagonal de varianzas condicionales (Bollerslev, 1986), donde se define para cada elemento de la diagonal:

$$\sigma_{i,t}^2 = s_{i,t} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_j u_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^{q_i} \beta_j \sigma_{i,t-j}^2 \quad (6)$$

3.- En contraste, la especificación bajo correlaciones condicionales dinámicas (dccc), supone que la matriz de correlaciones no es constante (Silvennoinen y Teräsvirta, 2009) y establece:

$$H_t = D_t^{1/2} R_t D_t^{1/2} \quad (7)$$

$$R_t = Z_t^{-1/2} Q_t Z_t^{-1/2} \quad (8)$$

donde Z_t es la diagonal de la matriz $Q_t = (1 - a - b)R + a\tilde{u}_{t-1}\tilde{u}'_{t-1} + bQ_{t-1}$ para algunos valores específicos $a, b \in \mathbb{R}$ y residuales estandarizados \tilde{u}_t (Escribano y Pfann, 1998).

4.- El modelo GARCH multivariado del punto 3, pero bajo una matriz de correlaciones variante en el tiempo de la forma:

$$R_t = (1 - a - b)R + a\Psi_{t-1} + bR_{t-1} \quad (9)$$

con $\Psi_t = f(\tilde{u}_t)$ se conoce como GARCH VCC, Ψ_t es una matriz que se obtiene como función de los residuales estandarizados y $a, b \in \mathbb{R}$ son parámetros según la dinámica de R_t . Este último modelo tiene la ventaja de capturar la relación en el tiempo de las diferentes correlaciones estimadas (Tsay, 2010).

En las especificaciones anteriores de GARCH multivariado se asume usualmente una normal multivariada para el proceso ν_t . No obstante, lo más adecuado es utilizar la distribución de probabilidad que se ajuste lo mejor posible a cada conjunto de datos.

En los siguientes subapartados se describen las distribuciones de probabilidad que se utilizarán en este trabajo.

Normal multivariada

La distribución normal multivariante es una generalización de la función de densidad de probabilidad univariada

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

donde μ es la media y σ^2 la varianza. Es así que, en el caso de p dimensiones

$$f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{p}{2}}|\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(x - \mu)'\Sigma^{-1}(x - \mu)\right\} \quad (10)$$

es la función de densidad de probabilidad normal multivariada y se escribe usualmente como $X \sim N(\mu, \Sigma)$ donde x es una realización del vector aleatorio X de tamaño $p \times 1$, μ es el vector de valores esperados y Σ es la matriz de varianza-covarianza, es decir $E[X] = \mu$ y $V[X] = \Sigma$ (Tong, 2012).

Nótese que esta distribución está determinada completamente por el primer y segundo momentos del vector aleatorio X .

t-Student multivariada

Un vector aleatorio X de tamaño $p \times 1$ se dice que sigue una distribución t multivariante con vector de medias μ y matriz de covarianzas $v(v-2)^{-1}\Sigma$ para $v > 2$, si la función de densidad de probabilidad es

$$f(x) = \frac{\Gamma[(v+p)/2]}{(\pi v)^{\frac{p}{2}} \Gamma(\frac{v}{2}) |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \left\{ 1 + \frac{(x-\mu)'\Sigma^{-1}(x-\mu)}{v} \right\}^{-(v+p)/2} \quad (11)$$

con v el número de grados de libertad y Σ una matriz definida positiva. Esta función usualmente se denota como $X \sim T(\mu, \Sigma)$. Asimismo, salvo que se establezca específicamente lo contrario, se asume tradicionalmente que $\Sigma = I$ es la matriz identidad y que $\mu = 0$ (Tong, 2012).

IG multivariada

Un vector X de tamaño $p \times 1$ se dice que sigue una distribución hiperbólica generalizada multivariada (Hu, 2005) si

$$X = \mu + W\gamma + \sqrt{W}AZ$$

Donde

- 1.- $Z \sim N(0, I)$ es una normal multivariante de orden k ,
- 2.- A es una matriz de tamaño $p \times k$,
- 3.- μ, γ son vectores de tamaños $p \times 1$,
- 4.- y $W \geq 0$ es una variable aleatoria gaussiana inversa generalizada (GIG, por sus siglas en inglés).

La función de densidad de probabilidad de X es

$$f(x) = \frac{(\sqrt{\psi/\chi})^\lambda (\psi + \gamma'\Sigma^{-1}\gamma)^{\frac{p}{2}-\lambda} K_{\lambda-p/2}(\sqrt{(\chi+Q(x))(\psi+\gamma'\Sigma^{-1}\gamma)}) \exp((x-\mu)'\Sigma^{-1}\gamma)}{(2\pi)^{\frac{p}{2}} |\Sigma|^{\frac{1}{2}} K_\lambda(\sqrt{\chi\psi}) ((\chi+Q(x))(\psi+\gamma'\Sigma^{-1}\gamma))^{\frac{p}{2}-\lambda}} \quad (12)$$

donde

- 1.- $Q(x) = (x - \mu)' \Sigma^{-1} (x - \mu)$ es la distancia de Mahalanobis (McAssey, 2013).
- 2.- λ, ψ, χ determinan la forma de la distribución, tanto en las colas como en la parte central. Además, en el caso de la NIG se tiene que $\lambda = \frac{-1}{2}$ (Paolella, 2007).
- 3.- μ es un parámetro de localización y $\Sigma = AA'$ es la matriz de dispersión, pues se tiene que $E[X] = \mu + E[W]\gamma$ y $V[X] = V[W]\gamma'\gamma + E[W]\Sigma$ (Barndorff-Nielsen, 1977).
- 4.- $K_\lambda(x)$ es la función de Bessel de tercer orden (Hu, 2005), dada por

$$K_\lambda(x) = \frac{1}{2} \int_0^\infty t^{\lambda-1} e^{-\frac{1}{2}x(t+t^{-1})} dt \quad (13)$$

con $\lambda \in R$ and $x > 0$.

- 5.- La función de densidad de probabilidad de W es

$$f(w; \lambda, \chi, \psi) = \frac{1}{k_\lambda(\chi, \psi)} w^{\lambda-1} \exp \left[-\frac{1}{2}(\chi w^{-1} + \psi w) \right] \quad (14)$$

Con $k_\lambda(\chi, \psi) = 2\eta^{\frac{\lambda}{2}} K_\lambda(\omega)$, $\eta = \chi/\psi$ y $\omega = \sqrt{\chi\psi}$. Los parámetros $\lambda \in R, \chi \geq 0$ and $\psi \geq 0$ determinan la localización y dispersión de W (Protassov, 2004). Usualmente, para facilitar el análisis numérico y el cálculo de los estimadores mediante máxima verosimilitud (Lüthi, 2014) se define el cambio de variable $\alpha = \sqrt{\chi\psi}$, tal que $\psi = \alpha K_{\lambda+1}(\alpha)/K_\lambda(\alpha)$ y $\chi = \alpha^2/K_{\lambda+1}(\alpha)$. Esta especificación se empleará en este estudio, así que los parámetros a estimar son α, μ, γ y Σ , pues $\lambda = -0.5$.

Prueba de McAssey

El test de McAssey (2013) es una prueba para valorar la bondad de ajuste entre un conjunto de datos y una distribución de probabilidad continua multivariada. La hipótesis nula es que el vector X sigue la distribución propuesta. El algoritmo sigue, a grandes rasgos, los siguientes pasos:

- 1.- Se simula una muestra aleatoria de tamaño N , $\{\hat{u}_1, \hat{u}_2, \dots, \hat{u}_T\}$, empleando los estimadores de máxima verosimilitud que se hayan encontrado.
- 2.- Luego se calcula la distancia de Mahalanobis para los datos simulados, empleando la media muestral $\hat{\mu}$ y la matriz de covarianzas muestrales $\hat{\Sigma}$:

$$\hat{d}_i = \sqrt{(\hat{u}_i - \hat{\rho})' \hat{\Sigma}^{-1} (\hat{u}_i - \hat{\rho})}$$

3.- Después se estima la distribución acumulada empírica sobre el intervalo $(0, 2\text{máx}\{\hat{d}_i\})$ para la distancia de Mahalanobis, dada por

$$\hat{G}_N(t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I(\hat{d}_i \leq t)$$

mediante la función indicadora $I(x)$.

4.- Se construye una partición $\{p_0, \dots, p_T\}$ en el intervalo $[0, 1]$ tal que $p_0 = 0, p_T = 1$ permitan construir $q_j = \text{mín}\{t \in \mathbb{R} | \hat{G}_N(t) \geq p_j\}$ para $j = 1, 2, \dots, T$.

5.- Se calcula el estadístico de prueba

$$A_T = \sum_{j=1}^T \frac{|E_j - O_j|}{E_j}$$

Con $E_j = n(p_j - p_{j-1})$ y O_j igual al número de observaciones en el intervalo (q_{j-1}, q_j) . Se rechaza la hipótesis si valor p es menor a algún nivel de significancia, para ello se emplea la distribución empírica de A_T que se encuentra bajo simulación de orden M , McAssey (2013).

Estimaciones y resultados

El conjunto de estimaciones que se realizan para analizar la interrelación entre los precios del petróleo WTI, Brent, Dubái y la mezcla mexicana, emplean datos diarios para el periodo 2010-2018 de la plataforma Bloomberg, donde se ha tomado el logaritmo natural para que la primera diferencia represente el rendimiento.

El primer paso que se llevó a cabo fue verificar que las variables fueran estacionarias mediante las pruebas de hipótesis: Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) y Elliott-Rothenberg-Stock (ERS). Los resultados se presentan en el anexo 1, donde se puede observar que el logaritmo natural de los precios no son series de tiempo estacionarias. No obstante, la primera diferencia que corresponde al rendimiento sí constituyen series de tiempo estacionarias.

En el cuadro 1 se presentan los estadísticos descriptivos básicos de los rendimientos WTI, Brent, Dubái y MME. Se puede apreciar que existe sesgo y alta curtosis, además de que la desviación estándar supera por mucho al valor promedio. Asimismo, bajo las pruebas de hipótesis de normalidad se encuentra evidencia de no normalidad para todos los casos. Esto es congruente con los hechos estilizados usuales de los rendimientos financieros (Cont, 2001).

El siguiente paso para analizar la interrelación de los diversos rendimientos consistió en verificar la existencia de causalidad en el sentido de Granger, al menos en una dirección. El conjunto de estimaciones se muestra en el anexo 2, donde se puede observar que, bajo un horizonte de cinco días, existe evidencia de causalidad de Granger entre los rendimientos de WTI, Dubái, MME y Brent, a un nivel de significancia de 5%.

Asimismo, antes de considerar los diversos modelos de GARCH multivariado se realizó, para cada una de las series de tiempo, una prueba de efectos ARCH y así justificar que la familia ARCH-GARCH puede ser una alternativa para analizar su comportamiento. El cuadro 2 da cuenta de esta prueba de hipótesis, donde se rechaza la hipótesis nula y existe evidencia de que el esquema de varianza condicional no constante es una alternativa para estudiar los rendimientos del petróleo.

En este trabajo se estiman cuatro especificaciones de GARCH multivariado bajo las distribuciones de probabilidad normal (N), t-Student (T) y gaussiana inversa normal (NIG, por sus siglas en inglés). Se ha elegido como función alternativa la distribución NIG, pues se ha encontrado evidencia de su alta bondad de ajuste a los hechos estilizados de los rendimientos financieros (Alayón, 2015; Corlu, Meterelliyoç y Tiniç, 2016).

Adicionalmente, se lleva a cabo la prueba de bondad de ajuste multivariada de McAssey (2013) para verificar si las distribuciones N, T y NIG se ajustan razonablemente a los cuatro rendimientos: Brent, Dubái, WTI y MME. De hecho, en el anexo 3 se presentan los parámetros estimados de la función de densidad de probabilidad NIG, en conjunto con el test de McAssey. Se puede observar que el valor p es menor a 10% para el caso de la normal y la t-Student, pero mayor a ese nivel para la función NIG. Es decir, se rechaza la hipótesis nula para N y T, y no se rechaza para la distribución NIG. Existe evidencia para afirmar que la NIG multivariada se ajusta en mayor medida a los rendimientos de los precios del petróleo.

No obstante, en el cuadro 3 se presentan las estimaciones para los diversos modelos GARCH en las tres distribuciones de probabilidad. Se puede apreciar que el modelo GARCH DCC es el que mejor describe mejor el comportamiento de los ren-

dimientos para todos los casos, y con base en los criterios de información de Akaike y Schwarz se alcanza un valor mínimo global bajo la distribución NIG. Por tanto, se realizan las estimaciones bajo el modelo GARCH DCC-NIG.

Las estimaciones del modelo GARCH DCC-NIG se presentan en el cuadro 4, donde se ha considerado un rezago para las ecuaciones de la media y un esquema GARCH (1,1) para las ecuaciones de la varianza. Ambas longitudes de rezagos se basan en estimar diversos modelos GARCH DCC-NIG y elegir aquel con el valor más pequeño de Akaike y Schwarz (Silvennoinen y Terasvirta, 2009) (anexo 4).

Los resultados de la estimación del modelo GARCH DCC-NIG se muestran en el cuadro 4, donde se tiene que la variación del precio de la mezcla mexicana se relaciona en mayor medida con la variación del precio WTI, le sigue la relación con el precio Brent y finalmente con Dubái.

En todos los casos el signo de los coeficientes ARCH-GARCH es positivo, así que existe evidencia para afirmar que la volatilidad de los precios internacionales del petróleo afecta positivamente, tanto a la volatilidad como a la media, del precio de la mezcla mexicana en el periodo 2010-2018.

El punto relevante es que se ha estimado la correlación media dinámica para establecer el efecto de los precios internacionales sobre la mezcla mexicana. En la gráfica 2 se puede visualizar como ha venido moviéndose la correlación entre los rendimientos de MME *versus* WTI, Brent y Dubái.

La gráfica 2 nos muestra como varía la relación que existe entre los rendimientos de los precios del petróleo internacionales y la mezcla mexicana durante el periodo posterior a la crisis financiera internacional 2007-2009.

Cuadro 1. Estadística descriptiva

| | $\Delta \ln(\text{WTI})$ | $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | $\Delta \ln(\text{MME})$ | $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ |
|---------------------|--------------------------|----------------------------|--------------------------|----------------------------|
| Promedio | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Mediana | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Máximo | 0.116 | 0.104 | 0.271 | 0.111 |
| Mínimo | -0.116 | -0.095 | -0.213 | -0.096 |
| Desviación estándar | 0.021 | 0.019 | 0.020 | 0.018 |
| Sesgo | 0.057 | 0.063 | 0.746 | 0.246 |
| Curtosis | 6.623 | 6.653 | 29.839 | 7.602 |
| Jarque-Bera | 1148.346 | 1167.628 | 63134.380 | 1871.788 |
| Valor p | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Lilliefors | 0.058 | 0.072 | 0.085 | 0.075 |
| Valor p | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Cramer-von Mises | 2.965 | 4.298 | 6.686 | 4.293 |
| Valor p | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Anderson-Darling | 17.391 | 23.716 | 38.292 | 24.533 |
| Valor p | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg.

Cuadro 2. Prueba de efectos ARCH-LM: horizonte de uno a cinco días

| Variable | Estadístico F | Valor p |
|----------------------------|---------------|---------|
| $\Delta \ln(\text{MME})$ | 99.237 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 116.057 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 196.395 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 94.698 | 0.000 |

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg.

Cuadro 3. Log-verosimilitud para las especificaciones GARCH

| Especificación | Criterios de información: distribución normal | |
|----------------|--|------------|
| | AIC | BIC |
| GARCH CCC | -54261.58 | -49900.62 |
| GARCH DCC | -55025.33* | -50520.23* |
| GARCH VCC | -54513.06 | -49061.85 |
| GARCH VECH | -53196.77 | -48546.99 |
| Especificación | Criterios de información: distribución t-Student | |
| | AIC | BIC |
| GARCH CCC | -58902.78 | -54541.81 |
| GARCH DCC | -58970.34* | -55102.09* |
| GARCH VCC | -57672.55 | -51909.85 |
| GARCH VECH | -57599.04 | -52590.97 |
| Especificación | Criterios de información: distribución NIG | |
| | AIC | BIC |
| GARCH CCC | -58902.78 | -54541.81 |
| GARCH DCC | -58972.63* | -58746.76* |
| GARCH VCC | -57672.55 | -51909.85 |
| GARCH VECH | -57599.04 | -52590.97 |

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg.

La relación que existe entre los precios de la mezcla mexicana y los precios WTI es la más elevada y consistente, solamente se observa una caída en esta asociación en el año 2010, pero después va creciendo la correlación existente, ya para mediados de 2016 el coeficiente de correlación entre los rendimientos MME y WTI supera el nivel de 0.50.

En contraste, la asociación con el precio Brent es menor y en algunas ocasiones ha sido inclusive al revés. Por el contrario, la relación con los precios de Dubái va disminuyendo, a veces ha sido inclusive una relación inversa. Aunque ya para el año 2017 se mantiene estable y con signo positivo en el rango de 0.1 a 0.70.

En la gráfica 2 se presentan las correlaciones dinámicas de la mezcla mexicana (MME) *versus* las mezclas de Brent, WTI y Dubái, pero no solo eso, se puede apreciar visualmente como cambia la relación entre las diversas correlaciones.

Cuadro 4. Correlaciones medias según GARCH multivariado DCC

| Variable | Correlación media | Error estándar | Estadístico t | Valor p |
|----------------------------|--------------------------|----------------------------|--------------------------|----------------------------|
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ | | | | |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 0.8630 | 0.1128 | 7.65 | 0.0000 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ | 0.9211 | 0.2103 | 4.38 | 0.0000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 0.7698 | 0.0548 | 14.05 | 0.0000 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | | | | |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ | 0.9083 | 0.2155 | 4.22 | 0.0000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 0.9841 | 0.0105 | 93.87 | 0.0000 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ | | | | |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 0.7698 | 0.0899 | 8.57 | 0.0000 |
| <hr/> | | | | |
| Términos | $\Delta \ln(\text{WTI})$ | $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | $\Delta \ln(\text{MME})$ | $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ |
| ARCH | 0.1106 (4.08) | 0.1092 (12.82) | 0.1136 (6.61) | 0.1144 (7.01) |
| GARCH | 0.8531 (7.25) | 0.8613 (8.03) | 0.8516 (3.89) | 0.8555 (6.32) |
| Constante | 0.0001 (6.66) | 0.0002 (4.91) | 0.0001 (6.54) | 0.0001 (7.22) |

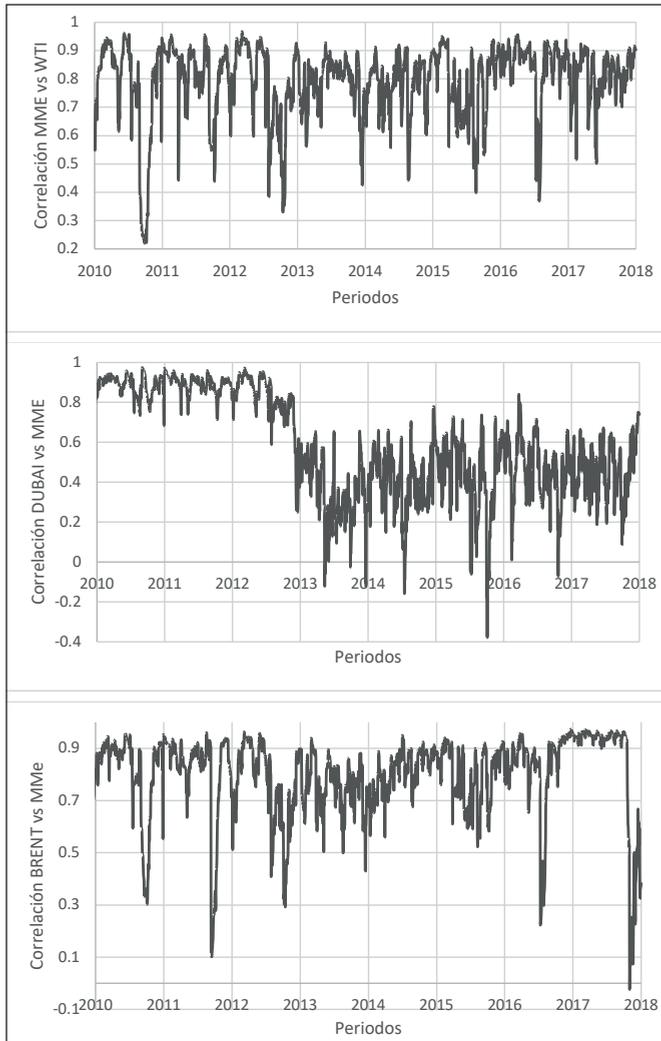
Nota. El estadístico t aparece entre paréntesis.

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg.

A estos comentarios, vale la pena añadir que existen otras áreas de oportunidad, tales como la inclusión de otras variables (control o explicativas) que permitieran enriquecer la estimación de las correlaciones dentro de los modelos GARCH multivariados. Una alternativa simple sería estimar correlaciones simples, con ventana de tiempo móvil, de tal suerte que los coeficientes de correlación entre los rendimientos de los precios del petróleo se puedan estudiar mediante técnicas de correlación local.

Finalmente, también resulta importante comentar que estas técnicas de correlación local suponen usualmente normalidad, se podría llevar a efecto el estudio mediante distribuciones de probabilidad generalizadas, tales como la hiperbólica generalizada multivariada, la función α -estable vectorial y/o la distribución lambda generalizada.

Gráfica 2. Correlaciones dinámicas de MME versus Brent, WTI y Dubái



Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg.

Conclusiones

En este capítulo se han estudiado las correlaciones dinámicas de los rendimientos del petróleo mexicano, Brent, Dubái y WTI mediante cuatro especificaciones de GARCH multivariado y bajo tres distribuciones de probabilidad: NIG, normal y

t-Student, siendo que el modelo GARCH DCC-NIG es el que mejor describe la dinámica conjunta de los rendimientos. El trabajo ha empleado precios *spot* del petróleo y de sus rendimientos entre el 1 de enero de 2010 y el 28 de febrero de 2018, este periodo se eligió de esta amplitud para estudiar los rendimientos posteriores a la crisis financiera internacional 2007-2009.

Bajo el modelo GARCH DCC-NIG se encuentra evidencia para afirmar que existe una relación positiva entre los niveles y las volatilidades de los precios. El efecto sobre la MME, de mayor a menor magnitud, se atribuye a WTI, Brent y Dubái. El impacto de la MME sobre WTI, Brent y Dubái no es significativo globalmente. Este conjunto de estimaciones, tanto en el componente de la media como de la varianza, indican la vulnerabilidad del precio de la mezcla mexicana frente al contexto del resto del mundo.

Las limitaciones que tienen el conjunto de estimaciones presentadas en este capítulo es que solo se han analizado las distribuciones de probabilidad normal, t-Student y NIG. Si bien es cierto, que se analizaron otras posibles distribuciones citadas en la literatura, tales como hiperbólica generalizada, α -estable, Laplace, Lambda generalizada, Cauchy o modelos cópula-GARCH, se presentaron problemas de convergencia en todos los casos y no se consiguieron resultados satisfactorios.

Dentro de las futuras líneas de investigación queda pendiente estudiar por que existen problemas de convergencia y solucionarlos. De esa forma, se podrían estudiar los rendimientos de los precios bajo un conjunto más amplio de especificaciones GARCH, las cuales podrían arrojar una bondad de ajuste superior. Otra tarea pendiente es analizar los precios del petróleo por subperiodos e incluir otros índices o precios del mercado de petróleo global, de tal manera que pueda extenderse el análisis a un mayor número de variables.

Además, se tiene que el modelo GARCH permite predecir, analizar, estudiar e inferir relaciones entre las volatilidades, correlaciones y rendimientos de los precios, pero no esclarece cuales son los mecanismos de transmisión de los diversos efectos ni da cuenta sobre la estructura de mercado.

En este sentido, existen otras áreas de oportunidad, pues queda pendiente la inclusión de más variables endógenas y exógenas, que hagan más amplio el análisis de la relación que tienen los precios internacionales del petróleo sobre la mezcla mexicana. En cualquier caso, el ejercicio que se presenta, en este capítulo, es una punta de lanza para aplicar ampliamente los modelos GARCH multivariados y estudiar la dinámica de los precios del petróleo.

Anexo 1. Pruebas de raíz unitaria

| Dickey-Fuller Aumentada | | | | | |
|-------------------------|---------------|---------|--------------------|--------------------|---------|
| Variable | Niveles | | Variable | Primera diferencia | |
| | Estadístico t | Valor p | | Estadístico t | Valor p |
| ln(WTI) | -1.3053 | 0.6292 | Δ ln(WTI) | -48.9632 | 0.0001 |
| ln(BRENT) | -1.1376 | 0.7029 | Δ ln(BRENT) | -48.3003 | 0.0001 |
| ln(MME) | -1.1634 | 0.6922 | Δ ln(MME) | -40.7522 | 0.0000 |
| ln(DUBAI) | -1.0468 | 0.7383 | Δ ln(DUBAI) | -43.6189 | 0.0000 |

| Phillips-Perron | | | | | |
|-----------------|---------------|---------|--------------------|--------------------|---------|
| Variable | Niveles | | Variable | Primera diferencia | |
| | Estadístico t | Valor p | | Estadístico t | Valor p |
| ln(WTI) | -1.3208 | 0.6219 | Δ ln(WTI) | -48.9536 | 0.0001 |
| ln(BRENT) | -1.1102 | 0.7139 | Δ ln(BRENT) | -48.2464 | 0.0001 |
| ln(MME) | -1.1447 | 0.7000 | Δ ln(MME) | -40.7185 | 0.0000 |
| ln(DUBAI) | -1.1611 | 0.6932 | Δ ln(DUBAI) | -43.7678 | 0.0000 |

| KPSS | | | | | |
|-----------|---------------|---------|--------------------|--------------------|---------|
| Variable | Niveles | | Variable | Primera diferencia | |
| | Estadístico t | Valor p | | Estadístico t | Valor p |
| ln(WTI) | 3.6914 | 0.0000 | Δ ln(WTI) | 0.1066 | 0.3357 |
| ln(BRENT) | 3.6242 | 0.0000 | Δ ln(BRENT) | 0.1572 | 0.3209 |
| ln(MME) | 3.6960 | 0.0000 | Δ ln(MME) | 0.1399 | 0.3259 |
| ln(DUBAI) | 3.5136 | 0.0000 | Δ ln(DUBAI) | 0.1419 | 0.3253 |

| ERS | | | | | |
|-----------|---------------|---------|--------------------|--------------------|---------|
| Variable | Niveles | | Variable | Primera diferencia | |
| | Estadístico t | Valor p | | Estadístico t | Valor p |
| ln(WTI) | 8.9843 | 0.2696 | Δ ln(WTI) | 0.2810 | 0.0000 |
| ln(BRENT) | 9.1817 | 0.2769 | Δ ln(BRENT) | 0.0257 | 0.0000 |
| ln(MME) | 9.7809 | 0.2991 | Δ ln(MME) | 0.0267 | 0.0000 |
| ln(DUBAI) | 11.1956 | 0.3515 | Δ ln(DUBAI) | 0.0249 | 0.0000 |

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg y rutinas de R-Studio.

Anexo 2. Pruebas de causalidad de Granger en un horizonte de uno a cinco días

| Hipótesis nula: horizonte a un día. | Estadístico F | Valor p |
|--|---------------|---------|
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 8.132 | 0.004 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 578.217 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 49.464 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 7.078 | 0.008 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 12.246 | 0.001 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 3.242 | 0.072 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 429.055 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 0.080 | 0.777 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 448.983 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 2.338 | 0.126 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 5.028 | 0.025 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 32.534 | 0.000 |
| Hipótesis nula: horizonte a dos días. | Estadístico F | Valor p |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 6.472 | 0.002 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 358.393 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 25.651 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 7.263 | 0.001 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 6.140 | 0.002 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 5.409 | 0.005 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 248.468 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 1.265 | 0.283 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 255.065 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 5.272 | 0.005 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 2.834 | 0.059 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 18.524 | 0.000 |

Anexo 2. Pruebas de causalidad (*continuación*)

| Hipótesis nula: horizonte a tres días. | Estadístico F | Valor p |
|--|---------------|---------|
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 4.447 | 0.004 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 254.569 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 17.041 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 5.433 | 0.001 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 4.175 | 0.006 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 4.614 | 0.003 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 170.698 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 1.355 | 0.255 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 173.303 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 4.316 | 0.005 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 1.949 | 0.120 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 12.513 | 0.000 |

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg y rutinas de R-Studio.

Anexo 3. Distribuciones de probabilidad multivariadas ajustadas

| Hipótesis nula: horizonte a cuatro días. | Estadístico F | Valor p |
|--|---------------|---------|
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 5.882 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 194.582 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 13.080 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 6.618 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 3.304 | 0.010 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 3.760 | 0.005 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 129.136 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 4.839 | 0.001 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 129.891 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 4.610 | 0.001 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 2.667 | 0.031 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 9.535 | 0.000 |

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg y rutinas de R-Studio.

Anexo 4. Rezagos óptimos para el modelo GARCH DCC-NIG

| Hipótesis nula: horizonte a cinco días. | Estadístico F | Valor p |
|--|---------------|---------|
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 4.758 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 156.723 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 10.644 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 6.741 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{BRENT})$ | 2.618 | 0.023 |
| $\Delta \ln(\text{BRENT})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 2.996 | 0.011 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 104.099 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 3.321 | 0.005 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ | 103.876 | 0.000 |
| $\Delta \ln(\text{DUBAI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 3.614 | 0.003 |
| $\Delta \ln(\text{WTI})$ no causa a $\Delta \ln(\text{MME})$ | 2.676 | 0.020 |
| $\Delta \ln(\text{MME})$ no causa a $\Delta \ln(\text{WTI})$ | 7.818 | 0.000 |

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg y rutinas de R-Studio.

Referencias

- AIELLI, G. (2009). Dynamic conditional correlations: on properties and estimation. Department of Statistics, University of Florence (trabajo no publicado).
- ALAYÓN, J. (2015). Distribución hiperbólica generalizada: una aplicación en la selección de portafolios y cuantificación de medidas de riesgo de mercado. *Revista de Economía del Rosario*, 18(2): 249-308.
- BARNDORFF-NIELSEN, O. E. (1977). Exponentially decreasing distributions for the logarithm of the particle size. *Proceedings of the Royal Society, Series A, Mathematical and Physical Sciences*, 353(1674): 401-419.
- BAUWENS, L., Laurent, S. y Rombouts, J. V. (2006). Multivariate GARCH models: A survey. *Journal of Applied Econometrics*, 21(1): 79-109.
- BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3): 307-327.
- , Engle, R.F. y Wooldridge, J.M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of Political Economy*, 96(1): 116-131.
- COMTE, F. y Lieberman, O. (2003). Asymptotic theory for multivariate GARCH processes. *Journal of Multivariate Analysis*, 84(1): 61-84.
- CONT, R. (2001). Empirical properties of asset returns: Stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance*, 1(2): 223-236.
- CORLU, C., Meterelliyoç, M. y Tiniç, M. (2016). Empirical distributions of daily equity index returns: A comparison. *Expert Systems with Applications: An International Journal*, 54(3): 170-192.

- DÁVILA, J., Núñez, J. y Ruiz, A. (2006). Volatilidad del precio de la mezcla mexicana de exportación. *Economía: Teoría y Práctica*, 25(1): 12-23.
- DE JESÚS-GUTIÉRREZ, R. y Carvajal-Gutiérrez, L. (2013). Modelación y predicción de la volatilidad con innovaciones de colas pesadas distribuidas: Evidencia empírica para los petróleos Maya y Mezcla Mexicana de Exportación. *Paradigma Económico*, 5(1): 67-105.
- DE JESÚS-GUTIÉRREZ, R., Vergara-González, R. y Diaz-Carreño, M.A. (2015). Predicción de la volatilidad en el mercado de petróleo mexicano ante la presencia de efectos asimétricos. *Lecturas de Economía*, 34(65): 299-326.
- ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION [EIA] (2017). *What Drives Crude Oil Prices*. Independent Statistics & Analysis. Recuperado de: http://www.eia.gov/finance/markets/reports_presentations/eia_what_drives_crude_oil_prices.pdf
- ENGLER, R. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of variance of United Kingdom inflation. *The Journal of Political Economy*, 96(1): 116-131.
- (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(1): 339-350.
- ESCRIBANO, A. y Pfann, G. A. (1998). Non-linear error correction, asymmetric adjustment and cointegration. *Economic Modelling*, 15(2): 197-216.
- FAN, L. y Li, H. (2015). Volatility analysis and forecasting models of crude oil prices: A review. *International Journal of Global Energy Issues*, 38(1-3): 5-17.
- GREENE, W. H. (2015). *Econometric Analysis*. Boston: Prentice Hall.
- HU, W. (2005). Calibration of multivariate generalized hyperbolic distributions using the EM algorithm, with applications in risk management, portfolio optimization and portfolio credit risk.
- LÓPEZ-SARABIA, P. y Venegas-Martínez, F. (2010). Sobre la eficiencia de las coberturas petroleras contratadas con opciones de venta: Un análisis con modelos GARCH. *Eseconomía*, 26(2): 7-23.
- LÜTHI, D. (2014). Package ghyp. *CRAN*, 1(2): 1-50.
- LYN, C. (2011). Estimating supply and demand in the world market. *The Journal of Energy and Development*, 34(1): 3-21.
- MALIK, F. (2007). Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets. *International Review of Economics & Finance*, 16(3): 357-368.
- MCAFFEY, M. P. (2013). An empirical goodness-of-fit test for multivariate distributions. *Journal of Applied Statistics*, 40(5): 1120-1131.
- MIN, H. G. y Hwang, Y. S. (2012). Dynamic correlation analysis of US financial crisis and contagion: Evidence from four OECD countries. *Applied Financial Economics*, 22(24): 2063-2074.
- PAOLELLA, M. S. (2007). *Intermediate Probability*. West Sussex: John Wiley & Sons.
- PROTASSOV, R. S. (2004). EM-based maximum likelihood parameter estimation for multivariate generalized hyperbolic distributions with fixed λ . *Statistics and Computing*, 14(1): 67-77.
- PUYANA, A. (2014). *La economía petrolera en un mercado politizado y global. México y Colombia*. México: FLACSO, México.
- RUIZ-PORRAS, A. y Anguiano, J. (2016). Modelación de las dinámicas, volatilidades e interrelaciones de los rendimientos del petróleo mexicano, Brent y WTI. *Ensayos Revista de Economía*, xxv (2): 175-194.
- SALCEDO, J. D. (2015). *Ensayos sobre la economía política del petróleo y el gas natural en un contexto de economías exportadoras de crudo*. Tesis de doctorado. México: Escuela de Gobierno y Transformación Pública.

- SECRETARÍA DE HACIENDA Y CRÉDITO PÚBLICO [SHCP] (2017). Ley de Ingresos de la Federación para el Ejercicio Fiscal de 2016. México: Gobierno Federal, Secretaría de Hacienda y Crédito Público.
- SILVENNOINEN, A. y Terasvirta, T. (2009). Multivariate GARCH models. En T. G. Andersen, R. A. Davis, J.P. Kreib y T. Mikosch (eds.). *Handbook of Financial Time Series*. Nueva York: Springer.
- TONG, Y. L. (2012). *The Multivariate Normal Distribution*. Luxemburgo: Springer Science & Business Media.
- TSAY, R. S. (2010). *Analysis of Financial Time Series*. Cambridge: Wiley.
- WANG, L. (2014). Who moves East Asian stock markets? The role of the 2007-2009 global financial crisis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 28(1): 182-203.

SECCIÓN VI

ADMINISTRACIÓN DE RIESGOS

Estrategias de cobertura de precios de gas natural de primera mano en México

*Roberto R. Barrera Rivera
Humberto Valencia Herrera*

Introducción

La estructura de los mercados de energéticos en ocasiones requiere de la regulación de sus precios, tal es el caso de los mercados de gas natural (GN) en los que se crean monopolios naturales por actividades o zonas. En tales casos, los gobiernos deciden regular los precios imponiendo límites superiores a los mismos, como medida de defensa en favor de los participantes del mercado.

En México, la Comisión Reguladora de Energía (CRE) es el órgano regulador que limitó, hasta junio de 2017, los precios del GN que Petróleos Mexicanos (Pemex), el consorcio del Estado, empleaba en sus primeras ventas a los demás participantes en la cadena de distribución; a tales precios se les conoce como precios de venta de primera mano (PVPM). Estos precios se fijaban para un periodo, usualmente un mes, se denominaban en pesos y se referían inicialmente a dos puntos geográficos estratégicos: la principal puerta de importación del gas (Reynosa) y el principal punto de producción (Ciudad Pemex).

A partir de los PVPM se determinaban los demás precios de la cadena de distribución, tomando en cuenta costos de transporte, impuestos, márgenes, recuperación de inversiones, entre otros. Toda vez que el PVPM permanecía fijo durante un mes y se denominaba en pesos, y los precios del GN en el mercado estadounidense cambiaban frecuentemente y se denominaban en dólares, existía la posibilidad que el importador, el distribuidor o el consumidor del gas emplearan una cobertura para gestionar el riesgo que se asumía al vender o consumir a un precio constante en una divisa (pesos mexicanos) y eventualmente tener que adquirir la mercancía en un futuro a otro precio, que se fijaba de acuerdo con precios flotantes (precios en el sur de Estados Unidos) en otra divisa (dólar estadounidense).

De acuerdo con el objetivo general de la obra de mostrar como la economía financiera se usa para la toma de decisiones utilizando la modelación matemática-econométrica para identificar relaciones entre variables y entre mercados e instituciones financieras, en particular en los mexicanos, este capítulo tiene como objetivo analizar la relación que los precios de primera mano de gas natu-

ral en México tuvieron en el periodo de estudio con los precios internacionales de gas natural, y como aprovechar la estructura de los precios de primera mano en México para efectuar coberturas utilizando, principalmente, utilizando los mercados de futuros de gas en Estados Unidos y el mercado de tipo de cambio del peso mexicano y el dólar estadounidense.

El capítulo inicia de la sección de administración de riesgos de este libro, donde se exponen diferentes casos de administración de riesgos y profundiza en las coberturas de precios de primera mano de gas natural. En los siguientes apartados de este capítulo describimos la literatura respecto a coberturas de petrolíferos, el mecanismo de PVPM en México, analizaremos las series estadísticas de precios, índices y cotizaciones, propondremos estrategias de cobertura con futuros, esbozaremos trabajos que pudieran desarrollarse en el futuro y, finalmente, plantaremos conclusiones.

Marco conceptual

Rosellón (2008) destaca los trabajos de la CRE desde 1996 por adoptar una metodología de precios del GN que los ligara a los precios de esta misma sustancia en el sur de Estados Unidos, mediante la regla de *netback* y el método de precios de Little-Mirrlees. Rosellón señala que, en la fijación de un precio de referencia, conviene emplear dos puntos geográficos: el de la importación y el de la producción doméstica, y adoptar un punto intermedio que presumiblemente reduzca el arbitraje entre la opción de importar y la de comprar el gas de la producción doméstica.

La literatura de análisis de cobertura de petrolíferos es extensa. Pindyck (2003) examina el comportamiento de la volatilidad en los precios de los futuros del gas natural y del crudo desde 1990 y encuentra que existe una tendencia de corto plazo de la volatilidad debido a choques y que, durante estos, aumenta la interrelación entre las volatilidades de ambos hidrocarburos. Jin y Jorion (2006) estudian las actividades de cobertura en 109 compañías productoras de petróleo y gas en Estados Unidos y analizan los efectos que dichas actividades tienen en el valor de las empresas y encuentran que las coberturas reducen la sensibilidad de los precios de las acciones de las compañías a variaciones en los precios de los hidrocarburos. Woo, Olson y Horowitz (2006) prueban, a través de un modelo de regresión parcial, que los usuarios de GN de California en Estados Unidos pueden aprovechar la oportunidad de hacer coberturas cruzadas con el índice Henry Hub e incluso, pueden pronosticar el comportamiento del índice

en el futuro y, con ello, mejorar la gestión del riesgo a través de contratos de futuros o de swaps. Los autores señalan que, en 2000, el precio del GN en el Estado se multiplicó diez veces.

Con respecto a pronósticos de precios de petrolíferos, Wong-Parodi, Dale y Lekov (2006) comparan los pronósticos de los precios de GN publicados por la EIA con los del mercado NYMEX y encuentran que los precios del mercado de futuros son un mejor pronóstico que los pronósticos dados a conocer por la agencia gubernamental, la cual consistentemente sobreestimó los precios en el periodo 1982-2005. Brown y Yücel (2008) estudian la separación entre los precios del GN y los del crudo y desarrollan un modelo de corrección de errores con el que demuestran que los precios del crudo inciden mayormente en los del GN por lo que ambos bienes pueden considerarse como sustitutos. Kaufmann y Ullman (2009) estudian el efecto de la innovación en los precios de los hidrocarburos y la manera como dichos efectos se propagan a otros precios en los mercados *spot* y de futuros; asimismo, analizan la relación de largo plazo entre los precios *spot* y los futuros. Nomikos y Andiosopoulos (2012) investigan el comportamiento de los precios de ocho energéticos que cotizan en el NYMEX, tanto en el mercado *spot* como en el de futuros, y concluyen que existe un efecto de apalancamiento en el WTI y en el aceite de calefacción mientras que en el resto de los mercados el efecto es inverso.

Otros autores han analizado la volatilidad de los precios de los petrolíferos. Suenaga, Smith y Williams (2008) examinan la volatilidad de los precios de los futuros del GN en NYMEX y concluyen que los precios muestran una estacionalidad en el invierno, además de que el efecto de choques en los precios es persistente, por lo que las estrategias de cobertura que no consideran estos factores son subóptimas. Agnolucci (2009) compara la capacidad predictiva de los modelos GARCH y la de los de volatilidad implícita para estimar la volatilidad en los precios de los contratos de futuros del WTI en el NYMEX a partir de resultados estadísticos y de regresión. Wei, Wang y Huang (2010) emplean diferentes modelos del tipo GARCH para estimar la volatilidad de los precios de los crudos marcadores Brent y WTI y encuentran que los modelos no lineales son mejores para capturar los efectos de largo plazo y la volatilidad asimétrica.

Más recientemente, Scholtens y van Goor (2014) analizan la volatilidad en los precios del GN en el Reino Unido y concluyen que los modelos GARCH basados en la oferta y demanda que se apoyan en suposiciones teóricas de carácter económico son buenos predictores. Asche, Oglend y Osmundsen (2017) encuentran que cuando los precios del GN se desacoplan de los precios del crudo debido a efectos de corto plazo, los modelos como el de la corrección del vector

de errores, pueden llevar a conclusiones erróneas sobre la naturaleza de la relación de cointegración. Ghodusi y Emamzadehfard (2017) experimentan con alternativas de cobertura en el mercado de GN de Estados Unidos. Contrastan el empleo de un solo tipo de contrato de futuros con el empleo de contratos de futuros que exceden los vencimientos de las obligaciones, para cubrir seis diferentes posiciones físicas y encuentran que alargar el plazo de los contratos de futuro puede aumentar la efectividad de la cobertura.

La regulación de precios de gas natural

Toda vez que el transporte y la distribución del GN son monopolios naturales, las autoridades regulan los precios de tal manera que no se deprede al consumidor. La inversión en redes de transporte y distribución en una zona es tan onerosa que hace inconveniente que las redes de los distintos proveedores se superpongan; permitirlo implicaría inversiones ociosas cuyos costos serían trasladados, finalmente, a los consumidores. Por tal razón, los reguladores usualmente fijan precios de venta máximos que permiten a los regulados recuperar sus inversiones y costos a una tasa de capital razonable.

Esta regulación asimétrica es aplicable a otros elementos de la cadena de producción, transporte y distribución cuando en ella se presentan situaciones monopólicas. Por ejemplo, en el caso de un único productor, o un almacenista preponderante, o un transportista dueño de un ducto que sea exclusivo en una región, o un distribuidor en un área urbana.

Adicionalmente a los límites en los precios y tarifas, los reguladores emplean otras medidas, como la de permitir el uso de instalaciones y equipos del monopolista, ordenar disgregaciones, limitar concentraciones, entre otros. Recientemente, por ejemplo, los distribuidores regionales en México han tenido que abrir sus redes a comercializadores: empresas sin infraestructura, pero con capacidades de mercadeo y administración, que ofrecen el GN a los consumidores, administrando la venta final y su cobranza.

El modelo de regulación de precios de GN es ampliamente utilizado en economías de mercado. La metodología de regulación de precios GN ha evolucionado desde su primera publicación hace 22 años. En febrero de 2016, la CRE publicó su metodología más reciente. En ella, se determina la forma en la que se calculan los PVPM en dos puntos: Reynosa y Ciudad Pemex, con dos diferentes frecuencias: diaria y mensual.

Metodología

Para el desarrollo de este trabajo se utilizaron series de precios, índices y cotizaciones desde el inicio de 2013 y hasta el 30 de septiembre de 2016. Las series de precios del GN en Estados Unidos se tomaron de la página de la Energy Information Administration (EIA); los precios de los mercados *spot* y de futuros corresponden a los de NY-MEX; los PVPM en Reynosa y Ciudad Pemex son los publicados por la CRE, los índices de Henry Hub y Houston Ship Channel son los de Platts y las cotizaciones del tipo de cambio peso-dólar son las publicadas por Banco de México (Banxico).

Para cada uno de estos precios se consideran los siguientes factores: 1) la estimación del precio del GN en el sur de Texas; 2) si existe una importación o exportación neta de GN en el país; 3) el costo del transporte entre Reynosa y el sur de Texas; 4) la tarifa de transporte del sistema Sintragás desde Reynosa a Ciudad Pemex, y 5) el tipo de cambio peso-dólar.

A su vez, la estimación del precio del GN en el sur de Texas se calcula con los índices de precios: 1) Henry Hub; 2) Houston Ship Channel publicados por Platts y, 3) otros índices locales de Texas. Para la estimación de las tarifas de transporte en Estados Unidos se emplean las tarifas de los sistemas: 1) Tennessee Gas Pipeline Company, L.L.C.; 2) El Paso Natural Gas Company, L.L.C., y 3) Texas Eastern Transmission, LP, publicadas por la Federal Energy Regulatory Commission (FERC) de Estados Unidos.

A los factores arriba señalados se les aplican los parámetros obtenidos de un modelo de mínimos cuadrados ordinarios, a partir de un procedimiento Engle-Granger, en el que la variable dependiente son los PVPM y los factores son las variables independientes. Tales parámetros son públicos y de tiempo en tiempo se actualizan.

Los datos de los factores tienen rezago, por ejemplo, el tipo de cambio es el promedio de las cotizaciones de los últimos 15 días antes del mes correspondiente al de los PVPM, y en el modelo se introducen valores de factores de periodos anteriores (meses o días).

Con los valores de los PVPM en Reynosa o Ciudad Pemex se calculan los PVPM en cada uno de las terminales de procesamiento de gas y demás puntos geográficos en los que Pemex entrega el combustible para ser transportado y distribuido. Los PVPM se transmiten a toda la cadena y son el factor que más incide en el precio de venta al usuario final, ya sea de carácter industrial o doméstico. En la mayor parte de los casos, los precios a los distribuidores o a los usuarios finales se sostienen durante un mes y se cotizan en pesos mexicanos por unidad calórica o por volumen, según sea el caso.

Por lo anterior, el precio del combustible se mantiene fijo en pesos durante el periodo, en tanto que el insumo importado varía su precio en dólares de manera frecuente.

Análisis

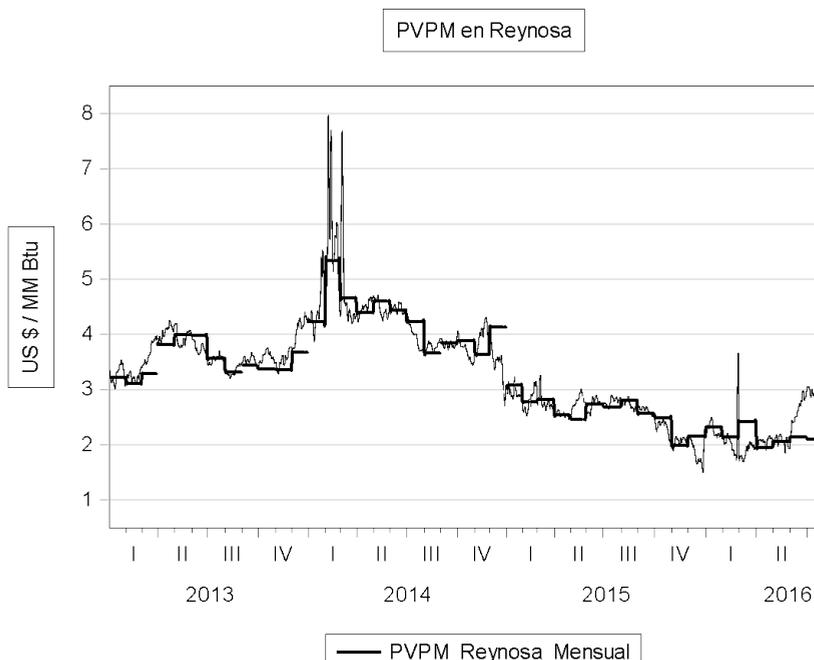
Descripción estadística de las series de precios

Ya se señaló que en la fijación del PVPM inciden varios factores; en este trabajo nos concentraremos en dos: 1) los que tienen que ver con el precio del GN en dólares en el sur de Texas y, 2) en el tipo de cambio peso-dólar. Los demás factores tienen menor relevancia en la determinación de los PVPM y son menos volátiles.

La gráfica 1 muestra los PVPM diarios y mensuales en Reynosa para el periodo de análisis. Nótese que el valor mensual no corresponde al promedio de los valores diarios. Esto se debe a que el PVPM mensual se determinaba un día antes del inicio del mes y se sostenía durante todo el periodo, en tanto que los precios diarios se calculaban también con un día de antelación y se modificaban diariamente, lo que les permitía reflejar información más actualizada sobre los precios internacionales.

Las estadísticas de la serie de PVPM diarios de Reynosa se muestran en el cuadro 1 y en el cuadro 2 se incluyen las estadísticas de la serie del logaritmo natural de las variaciones del PVPM, con objeto de eliminar el efecto del primer valor del PVPM.

Gráfica 1. PVPM diarios y mensuales en Reynosa US\$/MMBTU diario



Fuente: elaboración propia con datos de la CRE.

Cuadro 1. Estadísticas de la serie diaria de PVPM en REYNOSA (US\$/MMBTU)

| | |
|-------------------------|----------|
| Media | 3.27564 |
| Error típico | 0.028812 |
| Mediana | 3.2662 |
| Moda | 3.776 |
| Desviación estándar | 0.894104 |
| Varianza | 0.799423 |
| Curtosis | 2.021911 |
| Coficiente de asimetría | 0.753176 |
| Rango | 6.4395 |
| Mínimo | 1.5458 |
| Máximo | 7.9853 |
| Observaciones | 963 |

Fuente: elaboración propia con datos de la CRE.

Cuadro 2. Estadísticas de la tasa de crecimiento continuo diario de los PVPM en Reynosa

| | |
|-------------------------|------------|
| Media | -6.376E-05 |
| Error típico | 0.00153 |
| Mediana | 0 |
| Moda | 0 |
| Desviación estándar | 0.047719 |
| Varianza | 0.002277 |
| Curtosis | 59.72235 |
| Coficiente de asimetría | -0.789370 |
| Rango | 1.095689 |
| Mínimo | -0.662498 |
| Máximo | 0.4331 |
| Observaciones | 962 |

Fuente: elaboración propia con datos de la CRE.

Los elementos de mayor interés para este trabajo son los de las dispersiones: la desviación estándar para los PVPM diarios en Reynosa, en dólares, para el periodo analizado fue 0.894104 y la de la variación logarítmica fue 0.047719.

De manera similar, se analizaron las series de índices de Henry Hub y Houston Ship Channel, así como las de los precios *spot* y futuros de contratos a 1 mes y 3 meses del GN en NYMEX y las cotizaciones del tipo de cambio peso-dólar. Toda vez que se encontró una alta correlación entre el PVPM diario y el precio *spot* del GN en NYMEX, nos concentraremos en las gráficas y estadísticas del GN en NYMEX y del tipo de cambio peso-dólar.

La gráfica 2 muestra la gráfica de precios *spot* del GN en NYMEX para el periodo de estudio. A simple vista se puede apreciar la similitud del perfil con el de la gráfica diaria de los PVPM en dólares en Reynosa de la gráfica 1.

Gráfica 2. Precios spot del GN en NYMEX en US\$/MMBtu



Fuente: elaboración propia con datos de NYMEX.

Según se señala en los cuadros 3 y 4, la desviación estándar de la serie de precios *spot* en NYMEX fue de 0.961053 y de la tasa continua de crecimiento diario fue de 0.040707. La desviación estándar de la tasa continua del crecimiento diario del GN en el NYMEX fue menor a la de los crecimientos de los PVPM diarios en dólares en Reynosa para el mismo periodo (0.047719) lo que significa que, durante el periodo de análisis, el PVPM en Reynosa fue más volátil que el precio *spot* del GN en NYMEX. Por último, el tipo de cambio peso-dólar en el periodo muestra el comportamiento que se muestra en la gráfica 3.

Cuadro 3. Estadísticas de la serie diaria de precios spot del GN en NYMEX (USD/MMBtu)

| | |
|---------------------------|----------|
| Media | 3.323406 |
| Error típico | 0.030969 |
| Mediana | 3.32 |
| Moda | 2.88 |
| Desviación estándar | 0.961053 |
| Varianza | 0.923623 |
| Curtosis | 1.820140 |
| Coefficiente de asimetría | 0.700156 |
| Rango | 6.66 |
| Mínimo | 1.49 |
| Máximo | 8.15 |
| Observaciones | 963 |

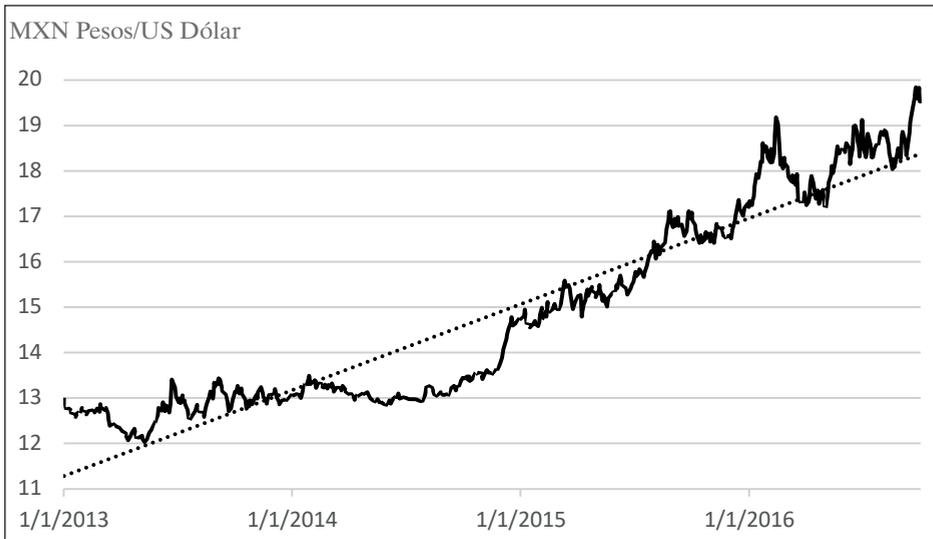
Fuente: elaboración propia con datos de NYMEX.

Cuadro 4. Estadísticas de la tasa continua de crecimiento diario de los precios spot del GN en NYMEX

| | |
|---------------------------|-----------|
| Media | 0.000297 |
| Error típico | 0.000147 |
| Mediana | 0 |
| Moda | 0 |
| Desviación estándar | 0.005437 |
| Varianza | 2.96E-05 |
| Curtosis | 5.254254 |
| Coefficiente de asimetría | 0.269750 |
| Rango | 0.070360 |
| Mínimo | -0.029854 |
| Máximo | 0.04050 |
| Observaciones | 1368 |

Fuente: elaboración propia con datos de NYMEX.

Gráfica 3. Tipo de cambio diario peso-dólar



Fuente: elaboración propia con datos de Banxico.

Como puede observarse en la gráfica 3, el tipo de cambio experimentó una mayor volatilidad a partir de 2015 y hasta la última fecha del periodo analizado.

En el cuadro 5 se muestran las estadísticas de la tasa continua de crecimiento diario (diferencias logarítmicas) del tipo de cambio. Según se muestra en el cuadro 5, durante el periodo de análisis, la desviación estándar de la tasa continua de crecimiento diario fue 0.005437; a partir de 2015, tal desviación estándar aumentó a 0.006380 (no se muestra en el cuadro). De acuerdo con lo anterior, durante el periodo considerado, la volatilidad de los precios del GN en dólares (NYMEX), medida a través de la desviación estándar de la variación logarítmica, fue 8 veces la volatilidad del tipo de cambio peso-dólar.

Cuadro 5. Estadísticas de la tasa continua de crecimiento diario del tipo de cambio peso-dólar

| | |
|-------------------------|-----------|
| Media | 0.000297 |
| Error típico | 0.000147 |
| Mediana | 0 |
| Moda | 0 |
| Desviación estándar | 0.005437 |
| Varianza | 2.956E-05 |
| Curtosis | 5.254254 |
| Coficiente de asimetría | 0.269750 |
| Rango | 0.070360 |
| Mínimo | -0.02985 |
| Máximo | 0.04050 |
| Observaciones | 1368 |

Fuente: elaboración propia con datos de Banxico.

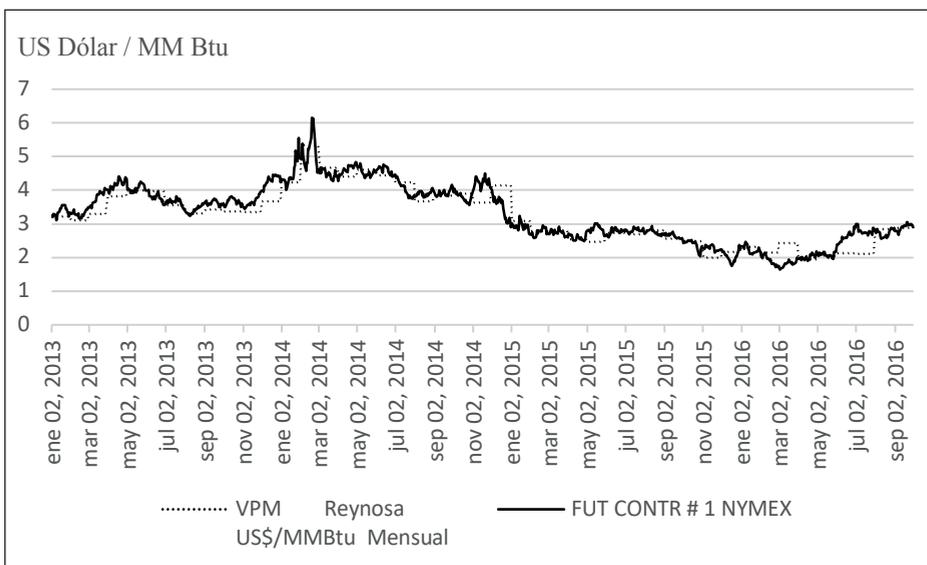
Características del precio de venta de primera mano en Reynosa

Al existir un mercado abierto a la importación de GN en México, el PVPM en Reynosa era la referencia para los demás precios del mercado, incluso para el PVPM en Ciudad Pemex (el centro de producción), toda vez que este último precio no se calculaba a partir de los costos de producción, sino como el precio que equilibraba la importación con la hipotética exportación del combustible. Es por ello que nos concentraremos en el PVPM de Reynosa y en su versión mensual, que es la que hacía más evidente la posibilidad de adoptar estrategias de cobertura.

En el periodo de estudio, el PVPM mensual en Reynosa en dólares estuvo altamente correlacionado con los precios diarios del Futuro #1 de GN del NYMEX. La gráfica 4 muestra la empatía de los PVPM mensuales y los precios diarios del contrato de futuros.

Un acercamiento mayor al comportamiento de los precios puede alcanzarse a través del análisis de sus diferencias o cambios; es decir, si el alza o la baja en los precios diarios del GN en Reynosa tiene alguna relación, por ejemplo, con el cambio en la cotización de los futuros en días anteriores. El cuadro 6 muestra los resultados de la Regresión Lineal Simple de las diferencias diarias del PVPM Reynosa en dólares con las diferencias diarias de los precios del Futuro #1 de GN en NYMEX con un día de retraso

Gráfica 4. PVPM mensuales de Reynosa en dólares vs. precios del Contrato de Futuros #1 del NYMEX



Fuente: elaboración propia con datos de la CRE y de NYMEX.

Cuadro 6. Estadísticas de la regresión lineal simple entre las diferencias diarias los PVPM en Reynosa en dólares y las diferencias de los precios del Futuro #1 del GN en NYMEX con un día de desfaseamiento

| Variable | Coficiente | Error estándar | Estadístico T | Prob. |
|-----------------|------------|----------------|---------------|--------|
| Futuro # 1 (-1) | 0.980709 | 0.010414 | 94.16891 | 0.0000 |
| C | 0.043812 | 0.035484 | 1.234683 | 0.2173 |

$R^2 = 0.902318$; R^2 ajustada = 0.902216

Fuente: elaboración propia con datos de la CRE y de NYMEX.

Puede apreciarse en la anterior que 90.2216% de las variaciones de las diferencias diarias ajustadas en los PVPM en Reynosa en dólares se explican a través de las variaciones de las diferencias diarias en los precios del Futuro #1 del GN en NYMEX, con un día de desfaseamiento, durante el periodo de análisis.

El tipo de cambio peso-dólar interviene en la conversión de los PVPM en dólares a pesos. Sin embargo, no existe un nivel de correlación significativo entre los precios del GN en dólares (NYMEX) y el tipo de cambio peso-dólar. La corre-

lación entre las variaciones logarítmicas de ambos factores fue de -0.0545 en el periodo de estudio.

Estrategia de cobertura con futuros

Dentro de las múltiples estrategias de cobertura que los participantes en la cadena de producción o distribución de GN en México pueden adoptar esta la cobertura a través de contratos de futuro. Para ejemplificar su empleo, supondremos el caso de un distribuidor urbano de GN y el de un usuario industrial del producto.

Empleo de contratos de futuro como cobertura

El distribuidor de GN de una zona urbana adquiere de Pemex, o de un importador, el combustible que posteriormente venderá a los usuarios domésticos o industriales. El precio del GN lo adquiere a un precio fijo en la entrada de la zona urbana (*city gate*), una vez que el gas ha sido transportado desde el punto de importación o desde una terminal de procesamiento. Durante un mes, el precio de compra del gas estará fijo en pesos y el distribuidor, a su vez, deberá venderlo a un precio fijo a sus usuarios. El siguiente mes, el distribuidor adquirirá el GN a otro precio, el cual dependerá de los precios del combustible en el sur de Texas y del tipo de cambio peso-dólar, entre otros. Para gestionar el riesgo que representa la variación del GN en dólares y la del tipo de cambio, el distribuidor podrá celebrar contratos de futuros para el gas y también para el tipo de cambio.

Conviene recordar que, como se señaló en el numeral 4 anterior, la volatilidad en el precio del GN en dólares es, generalmente, superior a la volatilidad del tipo de cambio, por lo que las dos estrategias de cobertura, la del precio del GN en dólares y la del peso, pudieran ser independientes e intermitentes.

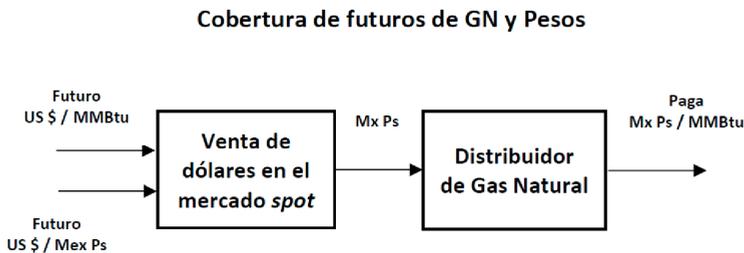
El mercado NYMEX ofrece contratos de futuros de GN con vencimientos mensuales que abarcan una década por delante. Por ejemplo, el contrato de diciembre de 2016 cotizó por última vez el 28 de noviembre anterior y tuvo entrega física el 31 de diciembre de 2016. Cada contrato ampara 10000 MMBtu (diez mil millones de Btu) y el pulso (*tic*) de precios de la cotización es de 0.001 dólares estadounidenses.

Por su parte, el contrato de futuros peso-dólar en el Chicago Mercantile Exchange (MCE) ampara Mx Ps 500000, con una fluctuación mínima en la cotiza-

ción de 0.00001 dólares estadounidenses por peso, equivalente a 5 dólares por contrato. Los contratos tienen vencimientos mensuales y amparan un periodo de 18 meses.

Un distribuidor que estime que los precios del GN en dólares estarán al alza y que el peso se depreciará en las próximas semanas o meses, puede comprar futuros de GN en el NYMEX y comprar dólares a futuro en el CME; para ello, necesitará abrir contratos y constituir garantías. Antes del vencimiento de los contratos, el distribuidor deberá revertirlos, a menos de que desee llegar a la “entrega física” de las mercancías. En caso de la reversión, el distribuidor tomará su utilidad o pérdida y con ella acudirá al mercado cambiario *spot* para convertir los dólares a pesos. Con la posible utilidad, el distribuidor podrá adquirir GN al nuevo PVPM. Si la estrategia de cobertura tuvo éxito, el distribuidor tendrá la capacidad de adquirir el mismo volumen o un volumen superior de GN como resultado de la buena gestión del riesgo. La figura 1 diagrama el empleo de contratos de futuros como herramienta de cobertura.

Figura 1. Diagrama de empleo de cobertura de futuros de GN y de dólares



Fuente: Elaboración propia.

Evidentemente, la operación sería contraria si la expectativa de los precios fuera a la baja: se venderían futuros en el NYMEX y, si fuera necesario, se venderían futuros de dólares en el CME; en todo caso, se esperaría que la resultante en dólares fuera positiva.

La teoría clásica de coberturas con futuros, ver por ejemplo Hull (2009) y Ghoddsi y Emamzadehfard (2017), consiste en reducir o nulificar la volatilidad de precios de una posición *spot* incluyendo un cierto número de contratos de futuros en la cartera. Si se tiene una cartera P con n_S posiciones del activo largas y n_F posiciones cortas en futuros, la razón de cobertura se define como el número de posiciones en futuros que se ocupan para cubrir una unidad de la posición *spot*, esto es, $h = \frac{n_F}{n_S}$.

El valor de la cartera, considerando n_S unidades de activo a cubrir y n_F unidades de futuros, estaría dada por la relación (1).

$$P = n_S S - n_F F \quad (1)$$

Por lo tanto, los cambios en la cartera cubierta están dados por la relación (2)

$$\Delta P = n_S \Delta S - n_F \Delta F \quad (2)$$

La razón de cobertura de mínima varianza se estima seleccionando el número de contratos de futuros que minimiza la varianza condicional de los cambios en el valor de la cartera. La razón de cobertura óptima está dada por la relación (3)

$$h^* = \frac{n_F}{n_S} = \frac{Cov(\Delta S, \Delta F|I)}{Var(\Delta F|I)} \quad (3)$$

donde I es el conjunto de información en el tiempo t y h^* es la razón óptima de cobertura.

Como ya mencionamos, el PVPM de Reynosa es un precio máximo para el GN en México. La fórmula de para la determinación del precio mensual de acuerdo a la CRE considera precios mensuales internacionales anteriores de GN de Henry Hub, Texas Eastern STX, Tennessee Zone 0 y Houston Ship Channel, ajustado por otros factores como es el costo de transporte. En particular, en el CME se cotizan contratos de futuros de GN tomando como referencia los precios de referencia Henry Hub.

Estos contratos de futuros guardan una relación muy cercana con su subyacente. También, los precios del gas en Henry Hub tienen una relación muy cercana con los de Texas Eastern STX, Tennessee Zone 0 y Houston Ship Channel, como se puede ver en el cuadro 7. Por lo anterior, se propone estimar las razones de cobertura considerando como *spot* los precios del PVPM en Reynosa y los futuros Henry Hub de GN del CME.

Cuadro 7. Correlación entre crecimientos mensuales de diferentes precios internacionales del gas natural

| | Futuros # 1 | Henry Hub | Houston SC | Tennessee | Texas STX |
|-------------|--------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|
| Futuros # 1 | 1.00000 | 0.83237 | 0.88116 | 0.85380 | 0.84631 |
| Henry Hub | 0.83237 | 1.00000 | 0.97505 | 0.99299 | 0.99087 |
| Houston sc | 0.88116 | 0.97505 | 1.00000 | 0.98036 | 0.98558 |
| Tennessee | 0.85380 | 0.99299 | 0.98037 | 1.00000 | 0.99443 |
| Texas STX | 0.84632 | 0.99087 | 0.98557 | 0.99443 | 1.00000 |

Fuente: elaboración propia con datos de NYMEX y de Platts.

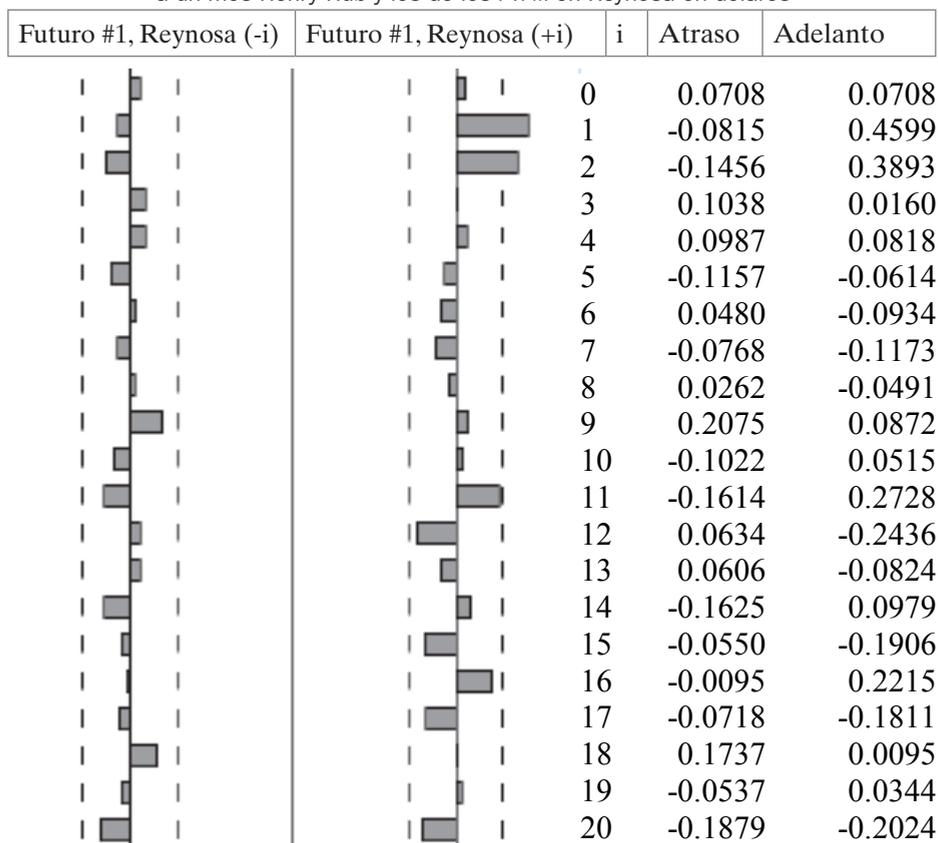
Para estimar las razones de cobertura se considera la relación (4) en donde ΔP_t es el crecimiento mensual del pvpm en Reynosa con respecto a su cotización en el mes t y $\Delta F_{1,T}$ es el crecimiento del precio de los futuros del gas *Henry Hub* a un mes con respecto a su cotización en el periodo T en el NYMEX con respecto al mes anterior.

$$\Delta P_t = a_0 + a_1 \Delta F_{1,T} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Dado que el pvpm para su estimación considera precios atrasados internacionales de GN, se podría esperar que futuros de periodos anteriores sean útiles para hacer coberturas de los pvpm.

En la gráfica 5 se muestra del crecimiento en los precios de los futuros a un mes y los crecimientos de los precios pvpm en Reynosa en dólares. Se puede observar que los pvpm de Reynosa un mes y dos meses adelantados tienen una relación estadísticamente significativa con los futuros a un mes.

Gráfica 5. Correlación entre los crecimientos de los futuros a un mes Henry Hub y los de los PVPM en Reynosa en dólares



Fuente: elaboración propia con datos de NYMEX y de la CRE.

El cuadro 8 muestra las razones de cobertura de instrumentos futuros de GN del CME del periodo y de periodos anteriores. Se observa que solo los futuros de uno y dos periodos atrasados con respecto al PVPM ofrecen posibilidades de cobertura, ya que solo en estos casos la h^* es estadísticamente significativa. La cobertura óptima de un vendedor de gas natural en el mercado mexicano se podría estructurar con el instrumento atrasado un mes tomando una posición corta en futuros por 51.4961% del valor de la posición a cubrir un mes antes de que se venda el gas natural a PVPM. La R^2 es un indicador de la potencial reducción de riesgo utilizando la cobertura, en este caso un 20.9224%. Dado que la razón de cobertura óptima con los futuros con dos meses de atraso es estadísticamente significativa, se podría cubrir, por ejemplo,

la compra a PVPM comprando futuros por un 44.3225% del valor de la posición a cubrir dos meses antes de que se haga la compra.

Cuadro 8. Razón de cobertura óptimas de PVPM de Reynosa con respecto a futuros a un mes del CME con atraso

| Meses de atraso de Futuro #1 | h^* | Error estándar | R^2 |
|------------------------------|----------|----------------|----------|
| 0 | 0.079718 | 0.162166 | 0.005010 |
| 1 | 0.514961 | 0.281373* | 0.209224 |
| 2 | 0.443225 | 0.179516** | 0.155223 |
| 3 | 0.030040 | 0.076684 | 0.000718 |

* y **, estadísticamente significativo al 90% y 95%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia con datos de NYMEX y de la CRE.

La cobertura puede estructurarse adquiriendo múltiples futuros durante varios periodos anteriores. En particular, dado que se observa que la autocorrelación en los crecimientos del futuro es muy pequeña y no es estadísticamente significativa, se puede considerar que el futuro con atraso de un mes y dos meses son instrumentos independientes. Por ello, los coeficientes que se obtienen al hacer una regresión lineal del crecimiento en PVPM con respecto al crecimiento de los futuros con un mes y dos meses de atraso se pueden considerar como razones óptimas de cobertura con cada instrumento, en una cobertura múltiple. Del cuadro 9, una posición de gas sujeto a PVPM se podría cubrir con futuros a un mes, en uno y dos meses de atraso, adquiriendo futuros con valor de 49.8119% del valor de lo que se cubrirá un mes antes y un 41.8258% del valor a cubrir dos meses antes, para una reducción del riesgo en un 35.0306% (R^2).

Cuadro 9. Razones de cobertura del PVPM en dólares en el periodo de estudio con dos instrumentos de futuros Henry Hub

| Meses de atraso del Futuro #1 | h^* | Error estándar |
|-------------------------------|----------|----------------|
| 1 | 0.498119 | 0.315104 |
| 2 | 0.418258 | 0.191188** |

* y **, estadísticamente significativo al 90% y 95%, respectivamente.

$R^2 = 0.350306$

Fuente: elaboración propia con datos de la CRE y de NYMEX.

Para analizar la cobertura con futuros de tipo de cambio, para efectos de análisis, se estimaron precios de futuros sintéticos utilizando la paridad de tasas de interés cubierta $F_t = \frac{S_t(1+r_d)}{(1+r_f)}$, donde F_t es el precio del futuro en cotización directa en el periodo t , S_t es el tipo de cambio *spot* en cotización directa y r_d y r_f son las tasas efectivas doméstica y foránea al plazo del futuro en el periodo t , respectivamente. En este caso se consideraron las tasas de los Cetes a 91 días y de los Treasury Bills a 90 días, ajustadas a un plazo de un mes.

La gráfica 6 muestra la correlación cruzada de los crecimientos mensuales del PVPM en Reynosa en pesos con los crecimientos de los futuros de tipo de cambio MXN-USD, con diferentes periodos de atraso y adelanto. Del correlograma, se puede observar que la única correlación estadísticamente significativa se da cuando no hay atrasos y adelantos entre estos instrumentos, y posiblemente en el caso de dos atrasos. Lo anterior queda confirmado por los resultados del cuadro 11, en que la razón óptima de cobertura sin atrasos es del 1.211913 y con dos atrasos es del -1.129440, en ambos casos, estadísticamente significativas, la primera al 95%, la segunda al 99%, aunque paradójicamente se tienen estas relaciones con signo contrario.

Cuadro 11. Razón de cobertura óptimas de PVPM de Reynosa en pesos con futuros de tipo de cambio MXN-USD a un mes con atraso

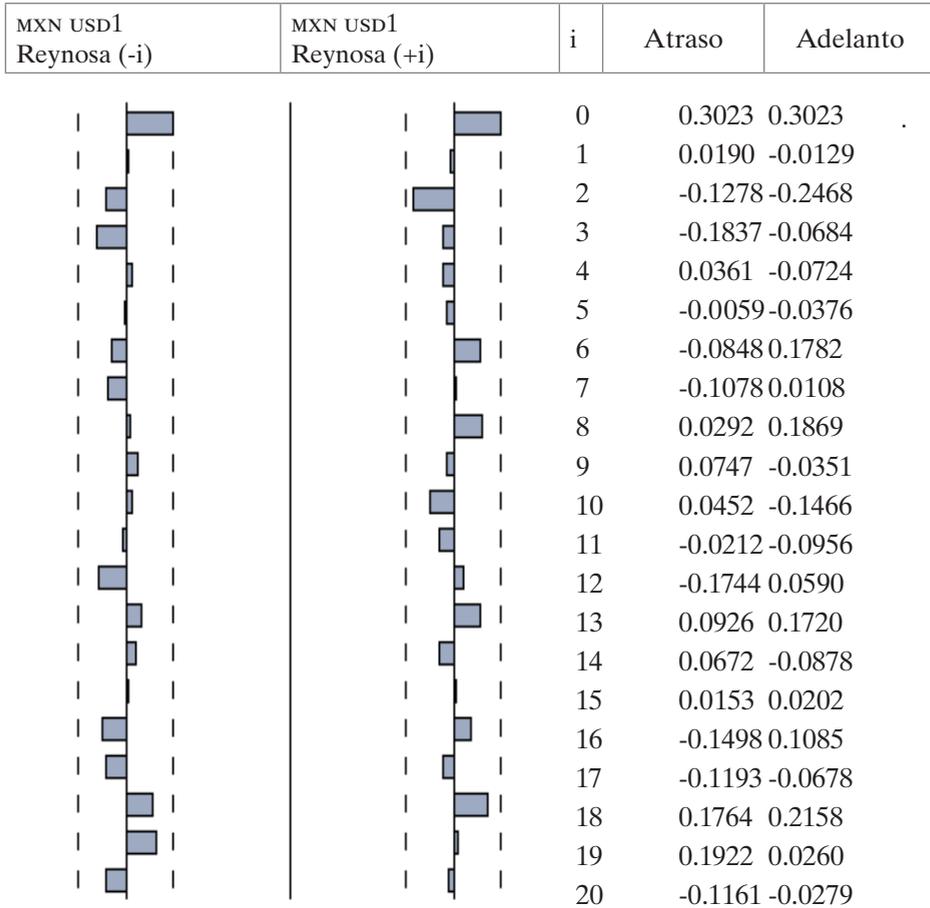
| Meses de atraso del futuro | h^* | Error estándar | R^2 |
|----------------------------|-----------|----------------|----------|
| 0 | 1.211913 | 0.521351** | 0.091359 |
| 1 | -0.055272 | 0.727505 | 0.000174 |
| 2 | -1.129440 | 0.409645*** | 0.069684 |
| 3 | -0.314282 | 0.810577 | 0.005377 |

*, ** y ***, estadísticamente significativo al 90%, 95% y 99%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia con datos de la CRE, Banxico y Bloomberg.

Finalmente, el cuadro 12 muestra los resultados de cobertura de un modelo que considera la cobertura combinada de futuros de gas y futuros de tipo de cambio MXN-USD para los precios PVPM de Reynosa.

Gráfica 6. Correlación cruzada entre crecimientos mensuales del PVPM en Reynosa en pesos y los del tipo de cambio MXN-USD



Fuente: elaboración propia con datos de la CRE, Banxico y Bloomberg.

Cuadro 12. Modelos de cobertura del PVPM en pesos en el periodo de estudio con futuros Henry Hub y futuros de tipo de cambio MXN-USD

Modelo 1

| Instrumento | h^* | Error estándar |
|---------------|----------|----------------|
| MXNUSD1 | 1.032752 | 0.259077*** |
| Futuro #1(-2) | 0.419196 | 0.286295 |
| Futuro #1(-1) | 0.495714 | 0.480097 |

$R^2 = 0.407014$

Modelo 2

| Instrumento | h^* | Error estándar |
|---------------|----------|----------------|
| MXNUSD1 | 1.360383 | 0.507579** |
| Futuro #1(-2) | 0.452500 | 0.175684** |

$R^2 = 0.237207$

** y ***, estadísticamente significativo al 95% y 99%, respectivamente.

Futuro #1, futuros Henry Hub del CME a un mes, MXNUSD1, futuros de tipo de cambio MXN-USD a un mes, en paréntesis el atraso del instrumento.

Fuente: elaboración propia con datos de la CRE, NYMEX, Banxico y Bloomberg.

Otros tipos de cobertura

Otra posibilidad de cubrirse ante un cambio desfavorable en el precio del GN en dólares y en el tipo de cambio peso-dólar es el empleo de *swaps*. Los *swaps* son convenios privados pactados entre un usuario y usualmente una institución financiera para intercambiar flujos de dinero. Por ejemplo, supongamos que un industrial decide entregar cantidades fijas mensuales en pesos, durante un trimestre, a cambio de recibir, en pesos cada mes, la cantidad equivalente al valor de un cierto volumen de GN; de esta manera, estaría fijando el precio durante el trimestre del gas que desearía comprar, independientemente de las fluctuaciones del precio del GN en el sur de Texas o del tipo de cambio. Cada mes, y durante tres meses, el industrial pagaría al intermediario una misma cantidad en pesos y recibiría cantidades variables en pesos, exactamente las que necesitaría para adquirir el mismo volumen del GN, a pesar de que los precios cambiaran. Lo anterior es un *swap* fijo vs. flotante, con la modalidad de que la parte flotante representa el valor del *commodity* en pesos. La figura 2 muestra gráficamente el mecanismo del *swap*.

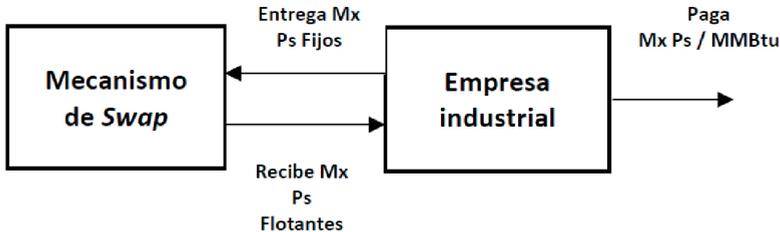
Las características de los *swaps* son flexibles y se acuerdan según las necesidades de los clientes y las posibilidades de los intermediarios.

Existen otras posibilidades de cobertura como: *forwards*, opciones, opciones exóticas, *swaptions*, futuros de opciones, entre otras. Cada una tiene diferencias en costos y patrones de riesgo que en ciertos casos pueden ofrecer mejores posibilidades de cobertura.

También, el comportamiento de los PVPM ha tenido cambios en diferentes periodos de tiempo, por lo que un análisis de los PVPM en subperiodos debe ofrecer un interesante punto de vista. La volatilidad en el precio de los hidrocarburos parece dar respiros por momentos; en tanto que en otros, las alzas y las bajas son marcadas. Pues bien, los parámetros de estimación cambian en esos lapsos.

Figura 2. Diagrama de intercambio de flujos mediante un swap

Cobertura de Swap de GN y Pesos



Fuente: elaboración propia.

Las estrategias de cobertura pueden evaluarse a través de *back-testing*. Por principio, sabemos que no es conveniente cubrirse por completo todo el tiempo, por lo que es importante aprender cuándo y cuánto convendría hacerlo y qué tipo de estrategia sería la más recomendable.

Una posible herramienta de cobertura e inversión sería la creación de un fondo de hidrocarburos, un *commodity fund* cuyo valor cambiara según las cotizaciones internacionales y el tipo de cambio, además de ofrecer un rendimiento. La posibilidad de comprar o vender participaciones en el fondo permitiría cubrirse ante fluctuaciones y pudiera ser también una inversión atractiva, sobre todo para aquellos que no tienen un fácil acceso a los mercados internacionales.

El mercado de hidrocarburos y el del GN en particular invitan a pronosticar su comportamiento. Los pronósticos de corto y mediano plazo complementarían el empleo de las coberturas, una vez que se acotara la incertidumbre sobre la dirección y volatilidad de los precios futuros. El trabajo en materia de GN puede ex-

tenderse a otros combustibles fósiles: el gas LP, las gasolinas y el diésel son pasos naturales, a pesar de que estos últimos mercados puedan no estar regulados.

Las estrategias de cobertura en GN arrojan lecciones que pueden seguirse en electricidad. Ambos mercados son regulados e incluso, tienen una próxima conexión, al ser el GN un combustible ampliamente utilizado en la generación eléctrica.

Por último, el estudio puede extenderse a otros mercados y ambientes internacionales. El mercado de GN está regulado en una gran cantidad de países y muchos de ellos importan combustibles que cotizan en bolsas globales. La propuesta aquí hecha bien pudiera adoptarse internacionalmente.

Conclusiones

Un hallazgo mayor de este estudio confirma el conocimiento de los *traders* internacionales de energéticos: que la volatilidad en los precios del GN y otros hidrocarburos supera las volatilidades cambiarias. En este caso y durante el periodo de análisis, la volatilidad del GN en NYMEX fue ocho veces la volatilidad en el tipo de cambio peso-dólar; aun en periodos críticos para el peso (2015-2016), la volatilidad en el precio del *commodity* fue seis veces la del peso-dólar. La correlación entre las variaciones del precio del GN y del tipo de cambio es cercana a cero.

Conviene estudiar la autocorrelación que puede aparecer en la regresión lineal del PVPM y el precio del GN en NYMEX, focalizando el modelo a la relación entre las variaciones de ambos precios.

La cobertura óptima de los precios de venta de primera mano de gas considera la adquisición de futuros meses antes la fecha de la cobertura, lo que puede permitir el arbitraje. Ante la apertura del mercado de gas en México, se recomienda revisar los esquemas de determinación de los precios de venta de primera mano de gas en México para que reflejen el mercado internacional actual del gas.

El análisis y esquema de cobertura propuesto es extensible a otros combustibles y a otros mercados internacionales, con poco esfuerzo; la regulación de precios del GN es una práctica regulatoria internacional y muchos países son importadores netos de hidrocarburos. La generación de energía eléctrica a partir del GN acentúa la importancia de este esfuerzo.

Por último, el campo parece promisorio: la fijación de precios durante un periodo implica costos y riesgos que alguien debe asumir: el consumidor final, el distribuidor, el importador, el consorcio del Estado. La estrategia de cobertura permite distribuir ese riesgo y costo entre otros participantes, con estructuras de capital y visiones del mercado que pueden ser diferentes.

Referencias

- AGNOLUCCI, P. (2009). Volatility in crude oil futures: a comparison of the predictive ability of GARCH and implied volatility models. *Energy Economics*, 31: 316-321.
- ASCHE, F., Oglend, A. y Osmundsen, P. (2017). Modeling UK natural gas prices when gas prices periodically decouple from the oil price. *Energy Journal*, 38(2): 131-148. DOI: 10.5547/01956574.38.2.fasc
- BROWN, S. P. A. y Yücel, M. K. (2008). What drives natural gas prices? *The Energy Journal*, 29(2): 45-60. DOI: 10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol29-No2-3
- COMISIÓN REGULADORA DE ENERGÍA [CRE] (2016). Resolución por la que la Comisión Reguladora de Energía expide la metodología para la determinación de los precios máximos de GN objeto de venta de primera mano. RES/998/2015. *Diario Oficial de la Federación*, 15 de febrero.
- GHODDUSI, H. y Emamzadehfard S. (2017) Optimal hedging in the us natural gas market: The effect of maturity and cointegration. *Energy Economics*, 63: 92-105. DOI: 10.1016/j.eneco.2017.01.018
- HULL, J. C. (2009). *Options, Futures, and other Derivatives* (7ª ed.). Nueva York: Prentice Hall.
- JIN, Y. y Jorion, P. (2006). Firm value and hedging: Evidence from us oil and gas producers. *The Journal of Finance*, 61(2): 893-919. DOI: 10.1111/j.1540-6261.2006.00858.
- KAUFMANN, R. K. y Ullmann, B. (2009). Oil prices, speculation and fundamentals: interpreting causal relations among spot and futures prices. *Energy Economics*, 31(4): 550-558.
- NOMIKOS, N. y Andriospoulos, K. (2012). Modelling energy spot prices: Empirical evidence from NYMEX. *Energy Economics*, 34(4): 1153-1169. DOI: 10.1016/j.eneco.2011.10.001
- PINDYCK, R. (2003). Volatility in natural gas and oil markets. MIT Center for Energy and Environmental Policy Research. *Working Paper*, 03-012 WP.
- ROSELLÓN, J. (2008). Investigación académica que sustenta la toma de decisiones: El convenio CIDE-CRE. *Gestión y Política Pública*, 17(1): 71-99.
- SCHOLTENS, B. y van Goor, H. (2014). Modeling natural gas price volatility: The case of the UK gas market. *Energy*, 72: 126-134. DOI: 10.1016/j.energy.2014.05.016
- SUENAGA, H., Smith, A. y Williams, J. (2008). Volatility dynamics of NYMEX natural gas futures prices. *Journal of Futures Markets*, 28(5): 438-463. DOI: 10.1002/fut.20317.
- WEI, Y., Wang, Y. y Huang, D. (2010). Forecasting crude oil market volatility: further evidence using GARCH-class models. *Energy Economics*, 32: 1477-1484.
- WONG-PARODI, G., Dale, L. y Lekov, A. (2006). Comparing price forecast accuracy of natural gas models and futures markets. *Energy Policy*, 34: 4115-4122.
- Woo, C. K., Olson, A. y Horowitz, I. (2006). Market efficiency, cross hedging and price forecasts: California's natural-gas markets. *Energy*, 31(8): 1290-1304. DOI: 10.1016/j.energy.2005.05.003.

Superficie de riesgo y mapeo de los índices de riesgo del IPC, IBEX35 y S&P500

*José Antonio Climent Hernández
Domingo Rodríguez Benavides*

Introducción

La ingeniería financiera modela a través de procesos estocásticos α -estables series financieras en dominios de atracción sub-gaussianos con impactos financieros y económicos de magnitudes significativas por valores extremos y asimetría de los rendimientos. Panas (2001), Muñoz (2002), Samorodnitsky (2004), Belov *et al.* (2006), Luengas *et al.* (2010), Barunik y Kristoufek (2010), Quintero y Ruiz (2011), Rodríguez (2014), Salazar y Venegas-Martínez (2015) y Climent Hernández *et al.* (2017) analizaron la relación entre el parámetro de estabilidad y el exponente de autosimilitud, los efectos de independencia estocástica de los rendimientos, y rechazaron la hipótesis gaussiana. Climent Hernández *et al.* (2017) utilizaron el método de máxima verosimilitud para estimar parámetros α -estables y el método del exponente de Hurst generalizado (EHG) para estimar el exponente de autosimilitud porque este método presenta propiedades más adecuadas que otros. Los objetivos son estimar el par (α, H) del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC), del Iberia Index (IBEX) y del Standard and Poor (S&P) para conocer las distribuciones de los rendimientos. La estimación de los parámetros α -estables se realiza a través del método de máxima verosimilitud y para justificar la idoneidad de las distribuciones α -estables de los rendimientos de los índices se estiman los estadísticos y las pruebas de bondad de ajuste Kolmogorov-Smirnov (K_S) y Anderson-Darling (AD), las cuales indican que las distribuciones estimadas son estadísticamente significativas y, por lo tanto, son adecuadas para modelar los acontecimientos estilizados de los rendimientos. La estimación de los exponentes de autosimilitud se emplea el método EHG(1) que indica que los exponentes de autosimilitud presentan bondades de ajuste superiores a 0.99, pendientes positivas y modelos lineales estadísticamente significativos, el método EHG (q) para los primeros diez momentos indica que los exponentes de autosimilitud presentan bondades de ajuste superiores a 0.97, pendientes positivas y modelos lineales estadísticamente significativos, entonces, los rendimientos son autosimilares y no presentan

multifractalidad, la estimación de los índices de memoria \mathfrak{N} es una propuesta innovadora aplicada que indica significativamente que los rendimientos analizados presentan reversión a la media. Las medidas de riesgo $\Omega(\eta)$ y $\mathfrak{U}(\mathfrak{N})$, y las superficies de riesgo $\Omega(\alpha, H)$ y $\mathfrak{U}(\alpha, H)$ son una propuesta en función que presenta intervalos de confianza estadísticamente significativos para inferir la presencia de propiedades de independencia estocástica, reversión a la media o persistencia en los rendimientos analizados, y cuando se mapean las funciones de riesgo en la superficies de riesgo, la posición indica que las medidas de riesgo (parámetros y distribuciones por sí mismos) subestiman, son equivalente o sobrestiman las medidas de riesgo considerando la relación de las distribuciones y los exponentes de autosimilitud, concluyendo que las medidas de riesgo de los rendimientos estudiados subestiman el riesgo (IPC entre 18.73 y 23.04%, IBEX entre 15.85 y 18,83%, s&P entre 30.68 y 44.26%) y, por lo tanto, el mapeo de las medidas de riesgo en las superficies de riesgo es de utilidad para ajustar las medidas de riesgo empleadas (dispersión, valor en riesgo o valor en riesgo condicional).

El trabajo está organizado de la forma siguiente: en la primera sección se presenta un análisis de la evolución de los índices bursátiles, estadísticos descriptivos de los rendimientos, y un análisis cualitativo del ajuste de los rendimientos a la distribución gaussiana; en la segunda sección se presentan las estimaciones de los parámetros α -estables, un análisis cuantitativo de las distribuciones empíricas de los rendimientos a dominios de atracción α -estables a través de las pruebas de bondad de ajuste KS y AD; en la tercera sección se calculan los exponentes de autosimilitud, los índices de memoria, las dimensiones fraccionarias (fractales) de los procesos estocásticos y se proponen funciones de riesgo; en la cuarta sección se mapean las funciones de riesgo que representan a los dominios de atracción α -estables y a los exponentes de autosimilitud con las funciones de riesgo propuestas y que son mapeadas en la superficie de riesgo, proyectando los dominios de atracción α -estables y los exponentes de autosimilitud; en la última parte se presentan las conclusiones.

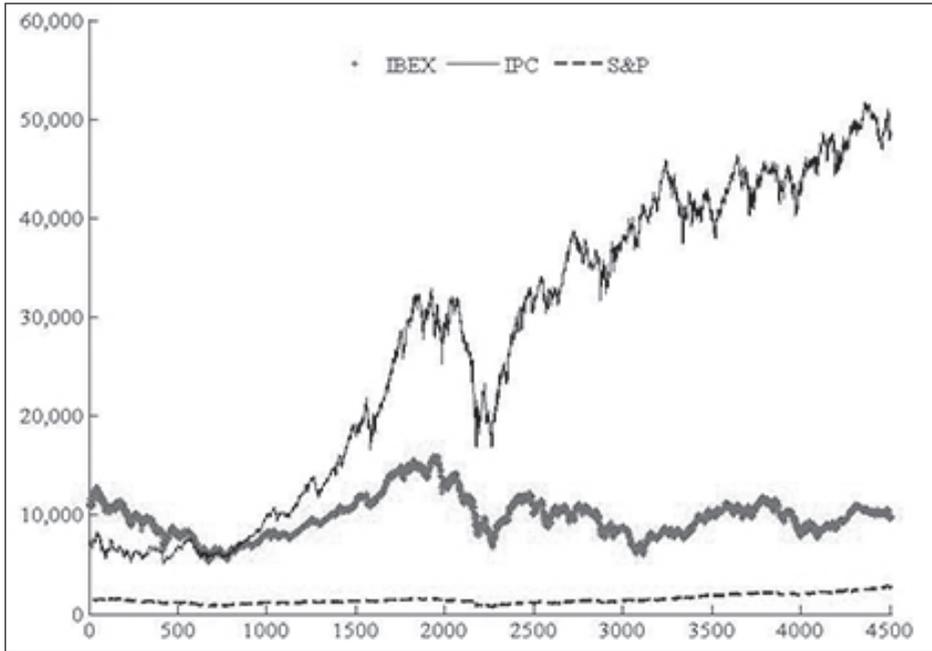
Análisis de los índices bursátiles

La trayectoria de los índices bursátiles IBEX, IPC y s&P durante el periodo hábil del 3 de enero de 2000 al 21 de febrero de 2018 se presenta en la gráfica 1.

En la gráfica 1 se presentan las trayectorias del IBEX (símbolo), IPC (línea continua) y s&P (línea discontinua) con 4505 observaciones diarias. Los acontecimientos

tos estilizados indican que el s&p presenta mayor leptocurtosis que el IBEX y este, a su vez, mayor leptocurtosis que el IPC.

Gráfica 1. Trayectoria de los índices bursátiles IBEX, IPC y s&p (2000-2018)



Fuente: elaboración propia con datos de <https://es-us.finanzas.yahoo.com>

El IBEX y el s&p presentan asimetría positiva y el IPC asimetría negativa; el IPC presenta la medida de riesgo mayor, seguido por el IBEX y el s&p; el mayor coeficiente de variación lo presenta el IPC, seguido por el s&p y el IBEX. El IPC y s&p presentan una tasa de apreciación y el IBEX presenta una tasa de depreciación en el periodo estudiado. El s&p y el IBEX presentan leptocurtosis con asimetría positiva y el IPC presenta mesocurtosis y asimetría negativa. El IBEX presenta pérdidas con riesgo moderado, el IPC y el s&p presentan ganancias con riesgo significativo. Los estadísticos básicos (mínimo, máximo, promedio y desviación estándar) de los índices bursátiles se presentan en el cuadro 1.

Cuadro 1: Estadísticos básicos de los índices bursátiles

| Índice | Mínimo | Máximo | Promedio | Desviación |
|--------|---------|----------|----------|------------|
| IBEX | 5364.50 | 15945.70 | 9834.67 | 2086.78 |
| IPC | 5081.92 | 51713.38 | 27284.17 | 15104.90 |
| S&P | 676.53 | 2872.87 | 1447.54 | 443.97 |

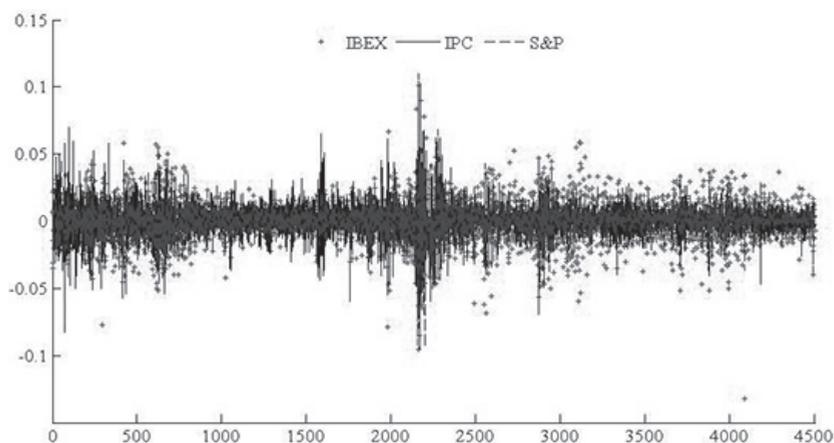
Fuente: elaboración propia con datos de <https://es-us.finanzas.yahoo.com>

En el cuadro 1 se presentan rangos, promedios y desviaciones estándar del IBEX, IPC y S&P durante el periodo estudiado; el IPC presenta la mayor volatilidad, seguido por el IBEX y el S&P; el IPC presenta el mayor coeficiente de variación, seguido por el S&P y después el IBEX confirmando los acontecimientos estilizados identificados en la gráfica 1.

Análisis de los rendimientos

En la gráfica 2 se presentan los rendimientos diarios de los índices bursátiles con 4504 observaciones con acontecimientos estilizados como cúmulos de volatilidad elevada que representan cambios significativos durante periodos cortos y cúmulos de volatilidad moderada que representan cambios moderados en periodos más extensos que los periodos de cambios significativos.

Gráfica 2. Los rendimientos diarios de los índices bursátiles



Fuente: elaboración propia.

Los cúmulos de volatilidad están manifestando la presencia de leptocurtosis y asimetría en las distribuciones de los rendimientos del IBEX, IPC y S&P. La estimación de los estadísticos básicos de los rendimientos de los índices bursátiles se presenta en el cuadro 2.

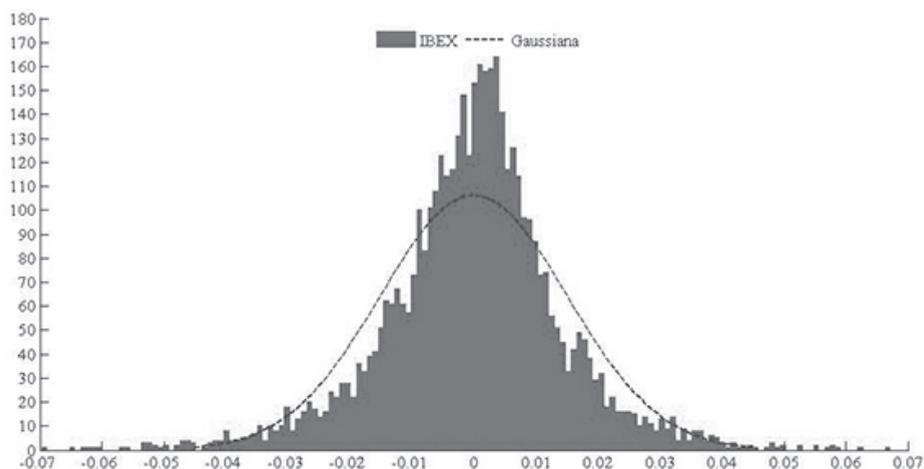
Cuadro 2. Estadísticos básicos de los rendimientos de los índices

| Índice | Mínimo | Máximo | Promedio | Desviación | Asimetría | Curtosis |
|--------|---------|--------|-----------|------------|-----------|----------|
| IBEX | -0.1319 | 0.1348 | -0.000037 | 0.0150 | -0.1121 | 8.8630 |
| IPC | -0.0827 | 0.1044 | 0.000427 | 0.0130 | 0.0024 | 8.3119 |
| S&P | -0.0947 | 0.1096 | 0.000137 | 0.0122 | -0.1819 | 11.5917 |

Fuente: elaboración propia con datos de <https://es-us.finanzas.yahoo.com>

En el cuadro 2 se presentan rangos, promedios, desviaciones estándar, coeficientes de asimetría y curtosis de los rendimientos del IBEX, IPC y S&P. El IBEX presenta un promedio negativo, lo que indica que los inversionistas obtienen pérdidas en el periodo estudiado. El IPC presenta el promedio más elevado, lo que indica que los inversionistas obtienen ganancias durante el periodo. Los rendimientos del S&P presentan un promedio moderado, lo que indica que los inversionistas también obtienen ganancias. Los rendimientos del IBEX presentan la desviación estándar mayor, seguido por los rendimientos del IPC y del S&P, lo que indica que el IBEX es el índice de mayor riesgo seguido por el IPC y el S&P. Los rendimientos del IBEX y del S&P presentan sesgo negativo, lo que indica que los rendimientos presentan distribuciones que se extienden hacia valores negativos con mayor frecuencia que a valores positivos. Los rendimientos del IPC muestran sesgo positivo que se aproxima a cero, lo que indica que los rendimientos presentan una distribución que se extiende hacia valores positivos con mayor frecuencia que a valores negativos y se aproximan a una distribución simétrica. Los coeficientes de curtosis mayores que tres indican que las distribuciones de los rendimientos del IBEX, IPC y S&P son leptocúrticas con respecto a la distribución gaussiana; concluyendo que los rendimientos de los índices bursátiles presentan distribuciones leptocúrticas y asimétricas con respecto a la distribución gaussiana. Los ajustes de las distribuciones empíricas de los rendimientos con respecto a la distribución gaussiana se presentan en las gráficas 3, 4 y 5.

Gráfica 3. Ajuste de los rendimientos del IBEX a la distribución gaussiana



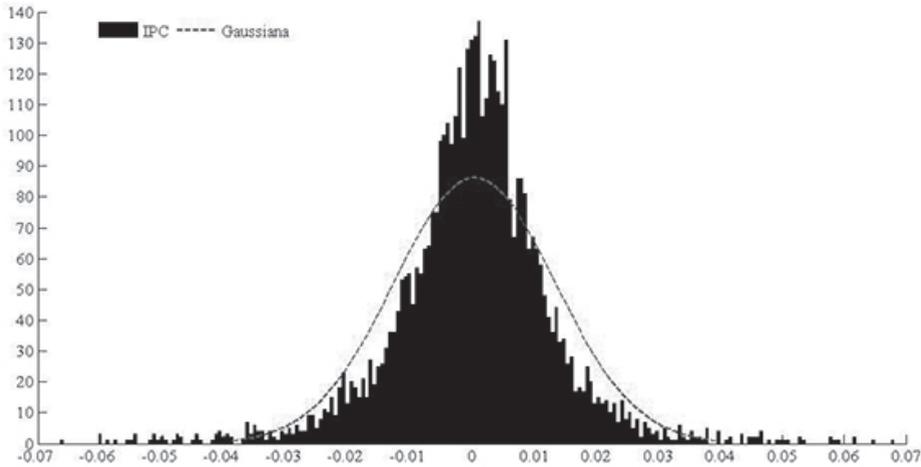
Fuente: elaboración propia.

En la gráfica 3 se muestra el ajuste de la distribución empírica de los rendimientos IBEX a la distribución gaussiana y se confirma que los rendimientos son leptocúrticos y asimétricos, lo que significa que se presentan eventos que generan pérdidas o ganancias significativas que tienen un impacto financiero significativo para los inversionistas como los rendimientos inferiores al -5% que representan pérdidas significativas o los rendimientos superiores al 5% que representan ganancias significativas y también se presentan eventos con pérdidas o ganancias no significativas (rendimientos próximos a cero) que tienen un impacto financiero no significativo para los inversionistas y que presentan frecuencias superiores a las esperadas por la distribución gaussiana, es decir, la distribución empírica de los rendimientos del IBEX presenta pérdidas o ganancias significativas y no significativas que la distribución gaussiana subvalúa. El ajuste de la distribución empírica de los rendimientos del IPC con respecto a la distribución gaussiana se presenta en la gráfica 4.

En la gráfica 4 se muestra el ajuste de la distribución empírica de los rendimientos del IPC a la distribución gaussiana y se confirma que los rendimientos son leptocúrticos, lo que significa que ocurren eventos que generan pérdidas o ganancias significativas que tienen un impacto financiero significativo para los inversionistas como los rendimientos inferiores al -4% que representan pérdidas significativas o los rendimientos superiores al 4% que representan ganancias significativas y también se presentan eventos con pérdidas o ganancias próximas

a cero con un impacto financiero no significativo para los inversionistas y que presentan frecuencias superiores a las esperadas por la distribución gaussiana, es decir, la distribución empírica de los rendimientos del IPC presenta pérdidas o ganancias significativas y no significativas que la distribución gaussiana subvalúa y presenta pérdidas o ganancias medianamente significativas que la distribución gaussiana sobreestima. El ajuste de la distribución empírica de los rendimientos del S&P con respecto a la distribución gaussiana se presenta en la gráfica 5.

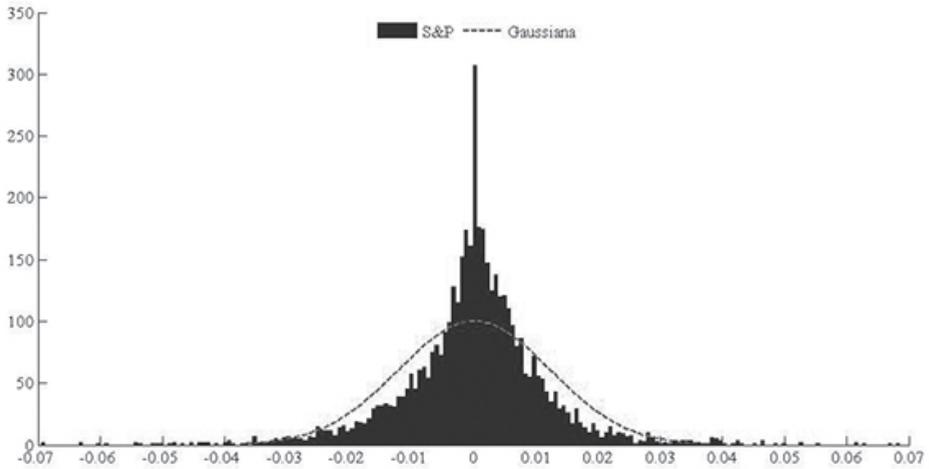
Gráfica 4. Ajuste de los rendimientos del IPC a la distribución gaussiana



Fuente: elaboración propia.

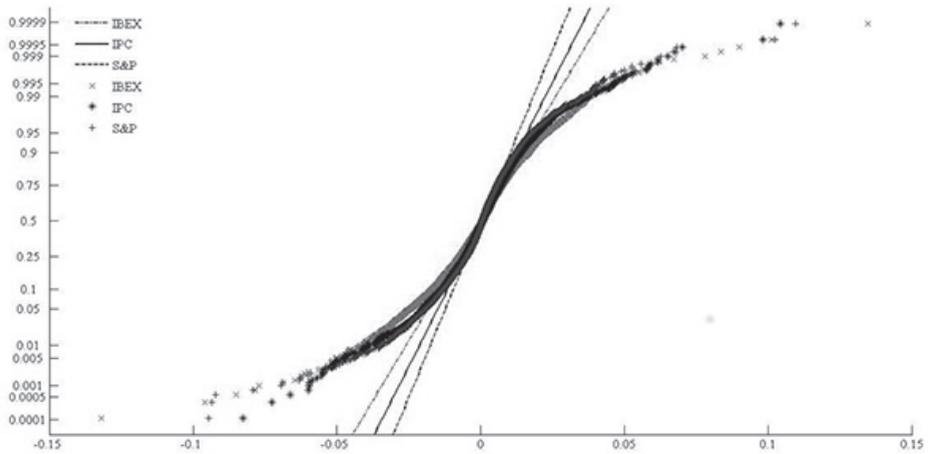
En la gráfica 5 se muestra el ajuste de la distribución empírica de los rendimientos IBEX a la distribución gaussiana y se confirma que los rendimientos son leptocúrticos y asimétricos, es decir, la distribución empírica de los rendimientos del S&P presenta pérdidas o ganancias significativas y no significativas que la distribución gaussiana subvalúa y presenta pérdidas o ganancias medianamente significativas que la distribución gaussiana sobreestima. Las probabilidades gaussianas y las probabilidades empíricas de los rendimientos de los índices bursátiles se exponen en la gráfica 6.

Gráfica 5. Ajuste de los rendimientos del S&P a la distribución gaussiana



Fuente: elaboración propia.

Gráfica 6. Probabilidades gaussianas y de los rendimientos de los índices

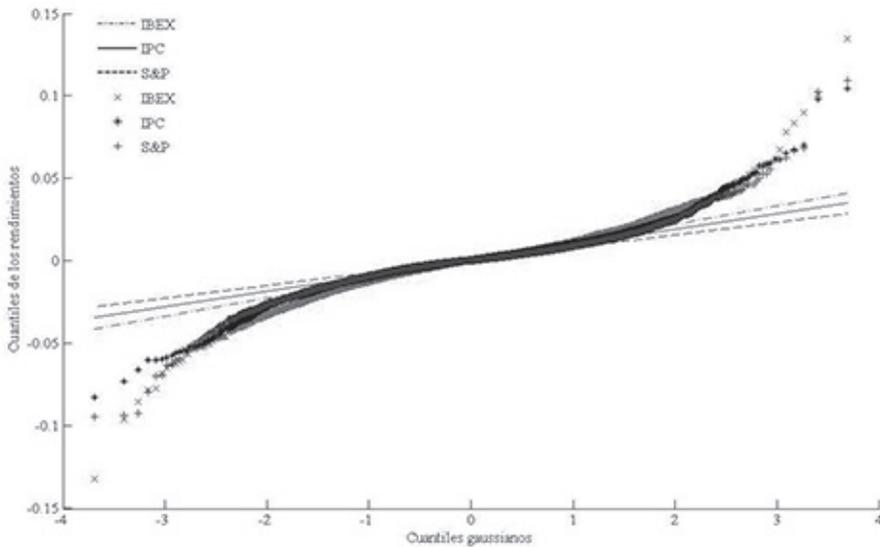


Fuente: elaboración propia.

En la gráfica 6 se presentan las probabilidades gaussianas con líneas rectas: IBEX (línea punteada), IPC (línea continua) y S&P (línea discontinua) y las probabilidades empíricas de los rendimientos de los índices bursátiles IBEX (símbolo x), IPC (símbolo *) y S&P (símbolo +); confirmando que los rendimientos de los índices bursátiles no presentan distribuciones gaussianas.

Las probabilidades gaussianas indican que los rendimientos de los índices bursátiles se encuentran entre -5% y 5% aproximadamente, pero los rendimientos empíricos se encuentran en el rango de -10% y 12% aproximadamente, lo que significa que la distribución gaussiana subestima pérdidas y ganancias significativas, lo que representa un riesgo para inversionistas que no están considerando estos eventos extremos bajo el supuesto gaussiano. Los cuantiles de los rendimientos del IBEX, IPC y S&P y los cuantiles gaussianos se presentan en la gráfica 7.

Gráfica 7. Cuantiles de los rendimientos y cuantiles gaussianos



Fuente: elaboración propia.

En la gráfica 7 se presentan los cuantiles de los rendimientos de los índices bursátiles IBEX (símbolo x), IPC (símbolo *) y S&P (símbolo +) y los cuantiles gaussianos IBEX (línea punteada), IPC (línea continua) y S&P (línea discontinua), confirmando que los rendimientos de los índices bursátiles no presentan distribuciones gaussianas. Los cuantiles gaussianos indican que los rendimientos de los índices bursátiles se encuentran entre -5% y 5% aproximadamente, pero los rendimientos empíricos se encuentran entre -10% y 12% aproximadamente, lo que significa que la distribución gaussiana subestima pérdidas y ganancias significativas, lo que se traduce en un riesgo para inversionistas que no están considerando estos eventos extremos bajo el supuesto gaussiano.

El análisis de los rendimientos, los estadísticos básicos y el análisis cualitativo de los ajustes de las distribuciones empíricas de los rendimientos de los índices bursátiles a distribuciones gaussianas indican en conjunto que los rendimientos de los índices bursátiles analizados no presentan distribuciones gaussianas, entonces, los rendimientos de los índices bursátiles se ajustan a distribuciones α -estables como una alternativa para modelar características de curtosis y asimetría y cuantificar más adecuadamente eventos significativos que generan pérdidas o ganancias potenciales que están consideradas inadecuadamente por la distribución gaussiana y que representan un riesgo para los inversionistas debido a la falta de información congruente con los rendimientos empíricos para el análisis de coberturas.

Estimación de los parámetros α -estables

El análisis de los rendimientos de los índices bursátiles presenta, a través de estadísticos básicos, diferencias entre los ajustes de las distribuciones empíricas y las distribuciones gaussianas, entre las probabilidades empíricas y las probabilidades gaussianas, y entre los cuantiles empíricos y los cuantiles gaussianos, e indica que las distribuciones son leptocúrticas y asimétricas, entonces, la estimación de parámetros α -estables se realiza a través del método de máxima verosimilitud. La estimación de los parámetros α -estables con intervalos de confianza del 95% se presenta en el cuadro 3.

Cuadro 3. Estimación de los parámetros α -estables al 95% de confianza

| Índice | α | β | γ | δ |
|--------|---------------|----------------|-------------------|--------------------|
| IBEX | 1.6669±0.0448 | -0.1432±0.1158 | 0.008380±0.000240 | -0.000204±0.000432 |
| IPC | 1.6186±0.0456 | -0.1397±0.1052 | 0.006855±0.000202 | 0.000227±0.000353 |
| S&P | 1.4783±0.0461 | -0.1401±0.0840 | 0.005680±0.000180 | -0.000160±0.000289 |

Fuente: elaboración propia.

En el cuadro 3 se presentan las estimaciones de los parámetros α -estables con intervalos de confianza del 95%. Los parámetros de estabilidad y de asimetría son consistentes con las estimaciones presentadas en los trabajos de Dostoglou y Rachev (1999), Ortobelli *et al.* (2002; 2004; 2005), Rachev *et al.* (2004), Čížek *et al.* (2005), Scalas y Kim (2006), Contreras Piedragil y Venegas Martínez (2011), Climent Hernández y Venegas Martínez (2013), Climent Hernández *et al.* (2015);

2017), Climent Hernández (2017), Climent Hernández y Cruz Matú (2017), y Climent Hernández *et al.* (2017). Los parámetros de estabilidad indican que las distribuciones de los rendimientos son leptocúrticas, lo que significa que existen eventos extremos significativos, y los parámetros de asimetría indican que las distribuciones se extienden hacia el extremo izquierdo con mayor frecuencia que hacia el extremo derecho; concluyendo que los rendimientos los índices bursátiles presentan leptocurtosis y asimetría negativa.

La estimación de los parámetros α -estables indica que las distribuciones de los rendimientos son leptocúrticas y asimétricas, entonces, las pruebas de bondad de ajuste para los rendimientos empíricos de los índices bursátiles a las distribuciones gaussianas y las distribuciones α -estables son realizadas con los estadísticos KS y AD para justificar la idoneidad de la hipótesis gaussiana y la idoneidad de los ajustes a las distribuciones α -estables.

Prueba de bondad de ajuste Kolmogorov-Smirnov

El análisis cuantitativo para probar la hipótesis nula de que los rendimientos de los índices bursátiles presentan distribuciones gaussianas con el estadístico de bondad de ajuste KS se presenta en el cuadro 4.

Cuadro 4. Pruebas KS para distribuciones gaussianas

| Índice | D | $P (D > d)$ |
|--------|--------|-------------|
| IBEX | 0.4771 | 2.7342E-15 |
| IPC | 0.4770 | 4.2048E-20 |
| S&P | 0.4791 | 1.3126E-36 |

Fuente: elaboración propia.

En el cuadro 4 se presenta el estadístico D para los índices bursátiles y el nivel de significación para las pruebas de bondad de ajuste, entonces, se rechaza la hipótesis nula de que los rendimientos de los índices bursátiles presentan distribuciones gaussianas porque los niveles de significación se aproximan a cero y no se justifica la hipótesis gaussiana para los rendimientos de los índices. El significado de las pruebas de bondad de ajuste es que los rendimientos empíricos presentan eventos extremos que generan pérdidas o ganancias significativas para los inversionistas y que la distribución gaussiana está ignorando. El análisis

sis cuantitativo para probar la hipótesis nula de que los rendimientos de los índices bursátiles presentan distribuciones α -estables con el estadístico de bondad de ajuste ks se presenta en el cuadro 5.

Cuadro 5. Pruebas KS para distribuciones α -estables

| Índice | D | $P (D > d)$ |
|--------|--------|-------------|
| IBEX | 0.0189 | 0.0786 |
| IPC | 0.0151 | 0.2562 |
| S&P | 0.0318 | 0.0002 |

Fuente: elaboración propia.

En el cuadro 5 se presenta el estadístico D para los índices bursátiles y el nivel de significación para las pruebas de bondad de ajuste, entonces, no se rechazan las hipótesis nulas de que los rendimientos de los índices IBEX e IPC presentan distribuciones α -estables con un nivel de significación del 1% y tampoco se rechaza la hipótesis nula de que los rendimientos del índice S&P presentan una distribución α -estable con un nivel de significación del 0.02%, pero sí, con un nivel de significación del 1%. El significado de las pruebas de bondad de ajuste es que los rendimientos empíricos presentan eventos extremos que generen pérdidas o ganancias significativas para los inversionistas y que las distribuciones α -estables consideran más adecuadamente a través de los parámetros de estabilidad y asimetría que permiten que los extremos de las distribuciones modelen más adecuadamente eventos extremos que son traducidos como pérdidas o ganancias significativas y de acuerdo con la asimetría de los rendimientos, respectivamente, lo que permite a inversionistas cuantificar los riesgos de mercado más adecuadamente. Los resultados de los cuadros 4 y 5 indican que las distribuciones α -estables son más eficientes para ajustar el comportamiento empírico de los rendimientos de los índices bursátiles estudiados y cuantificar riesgos de mercado más adecuadamente que la distribución gaussiana.

La prueba de bondad de ajuste ks indica que las distribuciones de los rendimientos se ajustan a las distribuciones α -estables mejor que a las distribuciones gaussianas, entonces, los inversionistas cuantifican el riesgo de mercado más adecuadamente porque los eventos extremos que se traducen en pérdidas o ganancias significativas están considerados más adecuadamente por las distribuciones α -estables, lo que permite un análisis más adecuado para obtener coberturas pertinentes de acuerdo al nivel de riesgo aceptado. Las pruebas de

bondad de ajuste para los rendimientos empíricos de los índices bursátiles a las distribuciones gaussianas y las distribuciones α -estables son realizadas con los estadísticos AD para justificar la idoneidad de la hipótesis gaussiana y los ajustes a las distribuciones α -estables.

Prueba de bondad de ajuste Anderson-Darling

El análisis cuantitativo para probar la hipótesis nula de que los rendimientos de los índices bursátiles presentan distribuciones gaussianas es realizado a través del estadístico de bondad de ajuste AD que se presenta en el cuadro 6.

Cuadro 6. Pruebas AD para distribuciones gaussianas

| Índice | A^2 | $P (A^2 > a)$ |
|--------|----------|---------------|
| IBEX | ∞ | 0.0000 |
| IPC | 54.8293 | 0.0000 |
| S&P | ∞ | 0.0000 |

Fuente: elaboración propia.

En este cuadro se presenta el estadístico A^2 y el nivel de significación para las pruebas de bondad de ajuste, entonces, se rechaza la hipótesis nula de que los rendimientos de los índices bursátiles presentan distribuciones gaussianas. El significado de la prueba es que los rendimientos empíricos presentan eventos extremos que la distribución gaussiana está ignorando. El análisis cuantitativo para probar la hipótesis nula de que los rendimientos de los índices bursátiles presentan distribuciones α -estables con el estadístico de bondad de ajuste AD se presenta en el cuadro 7.

Cuadro 7. Pruebas AD para distribuciones α -estables

| Índice | A^2 | $P (A^2 > a)$ |
|--------|--------|---------------|
| IBEX | 2.9082 | 0.0305 |
| IPC | 1.2927 | 0.2347 |
| S&P | 5.3888 | 0.0019 |

Fuente: elaboración propia.

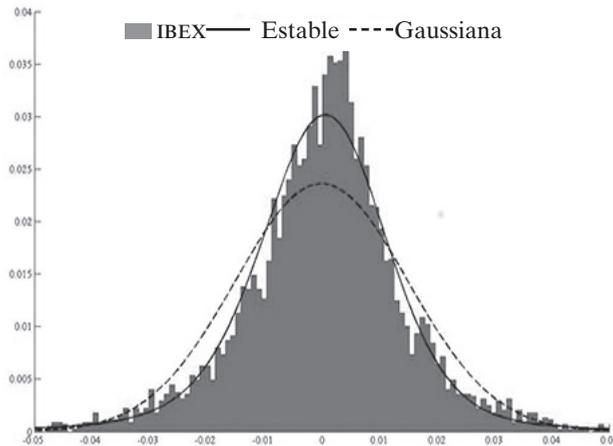
En el cuadro 7 se presenta el estadístico A^2 y el nivel de significación para las pruebas de bondad de ajuste, entonces, no se rechazan las hipótesis nulas de que los rendimientos del IBEX e IPC presentan distribuciones α -estables y se rechaza la hipótesis nula de que los rendimientos del S&P presentan una distribución α -estable al nivel de significación del 1%. El significado de las pruebas de bondad de ajuste es que los rendimientos empíricos presentan eventos extremos que las distribuciones α -estables están considerando más adecuadamente, lo que permite a inversionistas cuantificar los riesgos de mercado más adecuadamente para la toma de decisiones.

Los resultados de los cuadros 6 y 7 indican que las distribuciones α -estables son más eficientes para ajustar el comportamiento empírico de los rendimientos de los índices bursátiles estudiados y cuantificar riesgos de mercado más acertadamente que la distribución gaussiana, por lo tanto, las distribuciones α -estables son consideradas más adecuadas para modelar el comportamiento empírico de los índices.

Ajuste de las distribuciones α -estables y gaussianas

Los ajustes de las distribuciones α -estables y gaussianas a los rendimientos empíricos de los índices bursátiles se presentan en las gráficas 8, 9 y 10. Los ajustes de la distribución α -estable y de la distribución gaussiana a los rendimientos del IBEX se presentan en la gráfica 8.

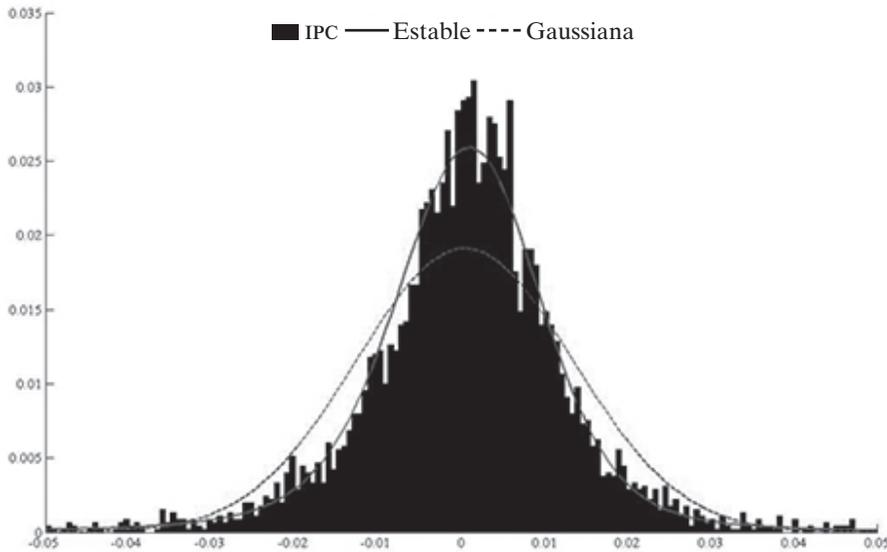
Gráfica 8. Ajuste de las distribuciones α -estable y gaussiana a los rendimientos del IBEX



Fuente: elaboración propia.

En la gráfica 8 se presentan los ajustes de la distribución α -estable (línea continua) y de la distribución gaussiana (línea discontinua) a los rendimientos del IBEX (histograma) y se confirma que las propiedades de leptocurtosis y asimetría de los rendimientos del índice están modeladas más adecuadamente por la distribución α -estable que por la distribución gaussiana. Los ajustes de la distribución α -estable y de la distribución gaussiana a los rendimientos del IPC se presentan en la gráfica 9.

Gráfica 9. Ajuste de las distribuciones α -estable y gaussiana a los rendimientos del IPC



Fuente: elaboración propia.

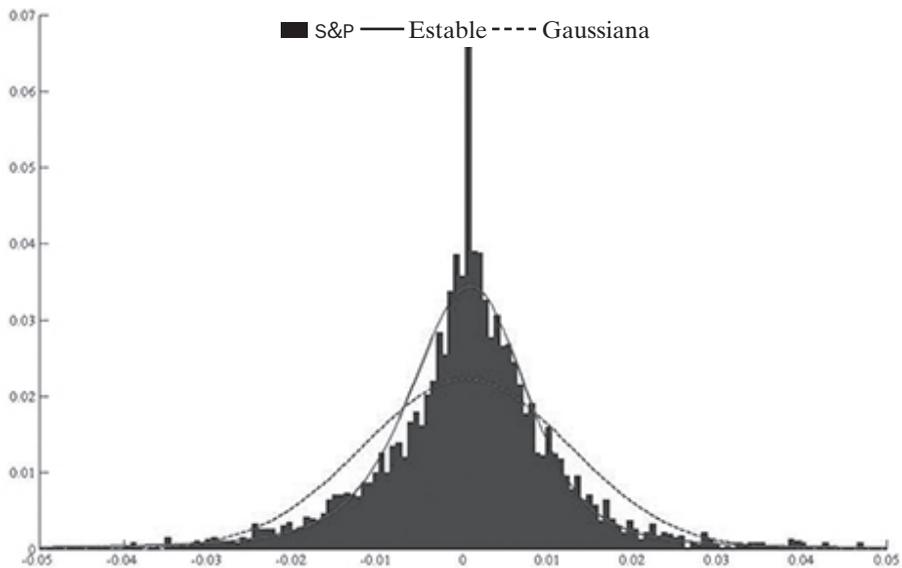
En la gráfica 9 se presentan los ajustes de la distribución α -estable (línea continua) y de la distribución gaussiana (línea discontinua) a los rendimientos del IPC (histograma) y se confirma que las propiedades de leptocurtosis y asimetría de los rendimientos del índice están modeladas más adecuadamente por la distribución α -estable que por la distribución gaussiana. Los ajustes de la distribución α -estable y de la distribución gaussiana a los rendimientos del S&P se presentan en la gráfica 10.

En la gráfica 10 se presentan los ajustes de la distribución α -estable (línea continua) y de la distribución gaussiana (línea discontinua) a los rendimientos del S&P (histograma) y se confirma que las propiedades de leptocurtosis y asime-

tría de los rendimientos del índice están modeladas más adecuadamente por la distribución α -estable que por la distribución gaussiana.

Los resultados de las gráficas 8, 9 y 10 muestran que las distribuciones α -estables son más eficientes para ajustar el comportamiento de los rendimientos de los índices bursátiles y cuantificar riesgos de mercado más acertadamente que la distribución gaussiana. Los resultados obtenidos en las pruebas KS y AD, y los ajustes de las distribuciones α -estables a los rendimientos de los índices bursátiles permiten afirmar que las distribuciones α -estables son más adecuadas para modelar el comportamiento de los rendimientos de los índices.

Gráfica 10. Ajuste de las distribuciones α -estable y gaussiana a los rendimientos del S&P



Fuente: elaboración propia.

Estimación del exponente de autosimilitud

Los procesos $X(t)$ son autosimilares con exponente $H > 0$, si para toda $0 < a < \infty$, se satisface:

$$(X(at_1), \dots, X(at_n)) \stackrel{d}{=} (a^H X(t_1), \dots, a^H X(t_n)) \quad (1)$$

Es decir, las distribuciones de $X(at)$ son idénticas a las distribuciones de $a^H X(t)$.

Los procesos autosimilares son invariantes en distribución bajo escala de tiempo y espacio, la estimación de los exponentes de autosimilitud de los índices bursátiles es realizada a través del método EGH(1) y los resultados se presentan en el cuadro 8:

Cuadro 8. Estimación de los exponentes de autosimilitud

| Índice | EHG(1) | Mínimo | Máximo | σ |
|--------|--------|--------|--------|----------|
| IBEX | 0.4876 | 0.4825 | 0.4964 | 0.0047 |
| IPC | 0.5199 | 0.5062 | 0.5395 | 0.0094 |
| S&P | 0.4689 | 0.4567 | 0.4877 | 0.0087 |

Fuente: elaboración propia.

Este cuadro muestra los exponentes de autosimilitud, los resultados indican que los tres índices bursátiles son autosimilares, presentan características de reversión a la media y son congruentes con los resultados reportados por Climent Hernández *et al.* (2017) y Climent Hernández y Aguilar Vázquez (2017). El resultado indica que rendimientos de los índices bursátiles presentan una tendencia con cambios cíclicos que revierten los rendimientos a la moda. El exponente de autosimilitud que se aproxima a la unidad indica que los rendimientos presentan propiedades donde la tendencia persiste y los cambios tienen la propiedad de minimizar el área del plano que ocupan, lo que se traduce en un riesgo menor para los inversionistas porque la medida de riesgo y la probabilidad cambio en la tendencia se minimiza. El exponente de autosimilitud que se aproxima a cero indica que los rendimientos presentan propiedades donde la tendencia revierte a la moda y los cambios tienen la propiedad de maximizar el área del plano que ocupan, lo que se traduce en un riesgo mayor para los inversionistas porque la medida de riesgo y la probabilidad cambio en la tendencia se maximiza. El exponente de autosimilitud que se aproxima a α^{-1} indica que los rendimientos presentan propiedades de independencia estocástica, lo que se traduce en un riesgo un riesgo moderado para los inversionistas. Las regresiones tienen los rangos de los coeficientes de determinación, los niveles de significación de los estadísticos t y F que se presentan en el cuadro 9.

En el cuadro 9 se presentan los coeficientes de determinación que indican que los exponentes de autosimilitud presentan bondad de ajuste mayor que 99%, son diferentes de cero significativamente, y los modelos son lineales sig-

nificativamente, por lo tanto, los exponentes de autosimilitud estimados con el método EHG(1) son significativos.

La linealidad de las regresiones a través del método EHG(q), para los primeros diez momentos, es decir, $q = 1, \dots, 10$, determina si el índice estudiado es autosimilar o multifraccionario, si el modelo es lineal significativamente, entonces, el índice es autosimilar, en caso contrario, el índice es multi-fraccionario. Las estimaciones de los modelos lineales para los índices son presentadas en el cuadro 10.

Cuadro 9. ANOVA de los exponentes de autosimilitud

| Índice | R^2 | $P(T>t)$ | $P(f>F)$ |
|--------|------------------|----------------------|----------------------|
| IBEX | [0.9976, 0.9992] | [3.32E-25, 2.05E-05] | [3.32E-25, 2.05E-05] |
| IPC | [0.9942, 0.9972] | [5.88E-21, 1.05E-04] | [5.88E-21, 1.05E-04] |
| S&P | [0.9911, 0.9955] | [3.95E-20, 2.48E-04] | [3.95E-20, 2.48E-04] |

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 10. Modelo de regresión lineal de los primeros diez momentos

| Índice | EHG(q) | R^2 | $P(T>t)$ | $P(f>F)$ |
|--------|------------|--------|----------|----------|
| IBEX | -0.0201 | 0.9726 | 1.56E-07 | 1.56E-07 |
| IPC | -0.0173 | 0.9766 | 8.21E-08 | 8.21E-08 |
| S&P | -0.0169 | 0.9796 | 4.74E-08 | 4.74E-08 |

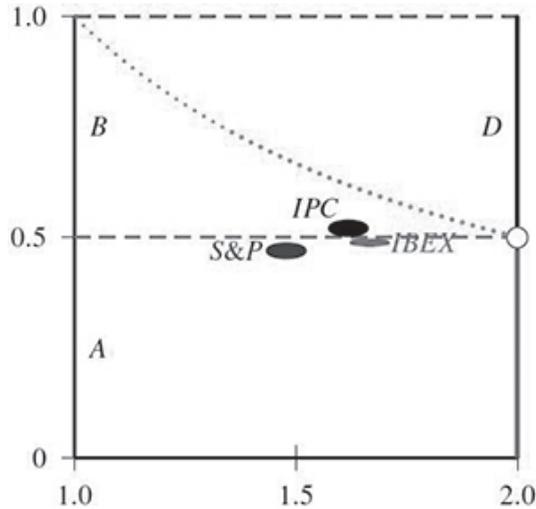
Fuente: elaboración propia.

En el cuadro 10 se presentan las pendientes, los coeficientes de determinación indican que los exponentes de autosimilitud presentan bondad de ajuste mayor que 97%, las pendientes son diferentes de cero significativamente, y los modelos son lineales significativamente, por lo tanto, los índices bursátiles son autosimilares. Los dominios de atracción α -estables y los exponentes de autosimilitud de los índices bursátiles analizados son presentados, a través de los pares (α, H) , en la gráfica 11.

En la gráfica 11 se presentan los pares (α, H) asociados a los rendimientos de los índices bursátiles. El IBEX y el S&P se encuentran localizados en la región A, y el IPC se encuentra en la región B, ambas regiones representan al movimiento α -estable fraccionario lineal ($M\alpha EFL$) que presenta características de reversión a la media cuando $0 < H < \alpha^{-1}$, la región D representa al $M\alpha EFL$ que presenta ca-

racterísticas de persistencia cuando $\alpha^{-1} < H < 1$ y la línea punteada color cielo entre las regiones *B* y *D* representa al movimiento α -estable simétrico (M α ES) que presenta características de independencia estocástica cuando $H = \alpha^{-1}$.

Gráfica 11. Dominios de atracción α -estables y exponentes de autosimilitud



Fuente: elaboración propia.

El par (α, H) permite inferir el riesgo de mercado porque cuando el parámetro de estabilidad se aproxima a la unidad, la frecuencia de eventos extremos es superior a la frecuencia esperada por la distribución gaussiana, lo que representa ganancias o pérdidas significativas que se traducen en un riesgo mayor de pérdidas o ganancias que están cuantificadas más adecuadamente con las distribuciones α -estables, y cuando el parámetro de estabilidad se aproxima a dos, la frecuencia de eventos extremos se aproxima a la frecuencia esperada por la distribución gaussiana que se traduce en un riesgo menor de pérdidas o ganancias que están cuantificadas más adecuadamente con las distribuciones α -estables porque considera la leptocurtosis y la asimetría. Cuando el exponente de autosimilitud se aproxima a cero el riesgo es mayor porque la dimensión fraccionaria de la serie de tiempo es mayor (se aproxima a dos) y cuando el exponente de autosimilitud se aproxima a la unidad el riesgo es menor porque la dimensión fraccionaria de la serie de tiempo es menor (se aproxima a la unidad), entonces, el comportamiento de la serie de tiempo se infiere por las frecuencias de varia-

ciones extremas y la dimensión fraccionaria de la serie de tiempo que representan, en conjunto, el riesgo de mercado por la magnitud de las variaciones y por la capacidad de reversión a la moda, independencia estocástica o persistencia del proceso estocástico. Cuando el exponente de autosimilitud tiende a la unidad, el proceso estocástico presenta una tendencia que se aproxima a una función que minimiza el área que ocupa en el plano porque tiene una medida de riesgo mínima y cuando el exponente de autosimilitud tiende a cero, el proceso estocástico presenta una tendencia que se aproxima a una función donde el área que ocupa en el plano crece porque tiene una medida de riesgo mayor debido a que revierte a la moda de los rendimientos, lo que se traduce en pérdidas potenciales para los inversionistas por cambios en la tendencia de los rendimientos.

Estimación del índice de memoria

El índice de memoria propuesto es:

$$\aleph = \alpha H \quad (2)$$

donde α es el parámetro de estabilidad y H es el exponente de autosimilitud.

La ecuación indica que la independencia estocástica se presenta cuando $\aleph = 1$, es decir, cuando $H = \alpha^{-1}$. La reversión a la media se presenta cuando $H < \alpha^{-1}$, es decir, la probabilidad de continuar con la tendencia de los rendimientos es menor que la probabilidad de cambiar la tendencia, el proceso estocástico revierte a la moda. La persistencia se presenta cuando $H > \alpha^{-1}$, es decir, la probabilidad de continuar con la tendencia de los rendimientos es mayor que la probabilidad de cambiar la tendencia y el proceso estocástico se aproxima a la moda.

El parámetro de estabilidad está relacionado con la magnitud de las variaciones potenciales de los rendimientos, es decir, con las frecuencias de eventos extremos que representan pérdidas o ganancias significativas y el exponente de autosimilitud está relacionado con la probabilidad de que los cambios de los rendimientos sean estocásticamente independientes, reviertan a la media o sean persistentes.

Cuando $\aleph < 1$, el proceso presenta reversión a la media porque $0 < H < \alpha^{-1}$, entonces, la magnitud de los cambios de los rendimientos revierte a la moda, lo que significa que los cúmulos de volatilidad mayores a la moda son breves y los cúmulos de volatilidad menores a la moda también son breves, regresando a los

cúmulos de volatilidad cercanos a la moda cíclicamente e incrementando el riesgo de los inversionistas por cambios en la tendencia de los rendimientos (positivos a negativos o viceversa). Cuando $\aleph = 1$, el proceso presenta independencia estocástica porque $H = \alpha^{-1}$, entonces, la magnitud de los cambios de los rendimientos se comporta aleatoriamente alrededor de la moda disminuyendo el riesgo de los inversionistas porque la dimensión de la serie de tiempo disminuye y se aproxima a $2 - \alpha^{-1}$. Cuando $\aleph > 1$, el proceso presenta persistencia porque, $\alpha^{-1} < H < 1$, entonces, la magnitud de los cambios de los rendimientos se aproxima a la moda, lo que significa que la probabilidad de que los cúmulos de volatilidad continúen con la tendencia (positivo a positivo o negativo a negativo) es superior a α^{-1} y a la probabilidad de revertir a la moda es inferior a α^{-1} , disminuyendo el riesgo de los inversionistas porque la dimensión de la serie de tiempo disminuye y se aproxima a dos. Los índices de memoria del IBEX, IPC y S&P se presentan en el cuadro 9.

Cuadro 11. Índices de memoria

| Índice | IBEX | IPC | S&P |
|----------|--------|--------|--------|
| \aleph | 0.8127 | 0.8415 | 0.6932 |

Fuente: elaboración propia.

Los resultados indican que los tres índices bursátiles presentan características de reversión a la media y son congruentes con los resultados presentados por Climent Hernández *et al.* (2017) y Climent Hernández y Aguilar Vázquez (2017). Los dominios de atracción α -estables y los exponentes de autosimilitud presentados en la gráfica 11 y los índices de memoria presentados en el cuadro 9 indican que los rendimientos de los índices bursátiles presentan características de reversión a la media lo que indica que el riesgo de mercado que suponen los inversionistas en cuanto pérdidas significativas está cuantificado más adecuadamente a través del índice de memoria.

Estimación de la dimensión del espacio de probabilidad

La dimensión del espacio de probabilidad está representada por:

$$\dim((\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{P})) = \alpha \quad (3)$$

donde α es el parámetro de estabilidad y la dimensión de la serie de tiempo está representada por:

$$D = \dim(\{R_t | 0 \leq t \leq T\}) = 2 - H \quad (4)$$

donde H es el exponente de autosimilitud.

Las estimaciones de las dimensiones de los espacios de probabilidad y de las series de tiempo de los rendimientos de los índices bursátiles se presentan en el cuadro 12.

Cuadro 12. Estimación de las dimensiones de los espacios de probabilidad

| Índice | IBEX | IPC | S&P |
|---|--------|--------|--------|
| $\alpha = \dim((\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{P}))$ | 1.6669 | 1.6186 | 1.4783 |
| $D = \dim(\{R_t\}_{t \in T})$ | 1.5124 | 1.4801 | 1.5311 |

Fuente: elaboración propia.

En el cuadro 12 se presentan las dimensiones fraccionarias de los espacios de probabilidad y de las series de tiempo de los rendimientos de los índices bursátiles y son congruentes con los resultados presentados por Climent Hernández *et al.* (2017) y Climent Hernández y Aguilar Vázquez (2017). Los resultados del cuadro 10 indican que las dimensiones de los espacios de probabilidad y de las series de tiempo de los rendimientos de los índices bursátiles son fraccionarias (fractales). Cuando la dimensión del espacio de probabilidad tiende a la dos, la probabilidad de eventos extremos disminuye, entonces, el riesgo de mercado disminuye y es cuantificado más adecuadamente por el índice de memoria porque considera la probabilidad de cambios en la tendencia de los rendimientos. Cuando la dimensión de la serie de tiempo tiende a la unidad, el potencial de cambio del proceso estocástico disminuye, entonces, el riesgo de mercado al que están expuestos los inversionistas disminuye y es cuantificado más adecuada-

mente por el índice de memoria porque considera que la probabilidad de cambios en la tendencia de los rendimientos se aproxima a cero.

Funciones de riesgo

Los rendimientos de los índices bursátiles ocupan un área menor en el plano en función del parámetro de estabilidad y del exponente de autosimilitud, donde a menor parámetro de estabilidad y a menor exponente de autosimilitud se infiere un riesgo mayor, entonces, se presenta la propuesta para inferir el riesgo con respecto a medidas de riesgo como el parámetro de escala.

Sean $\gamma = \gamma_k$ y $\eta = \mathfrak{N}_k^{-1} = (\alpha_k H_k)^{-1}$ para toda $k = 1, \dots, n$ donde $\alpha_1 < \dots < \alpha_n$ y $H_1 < \dots < H_n$, entonces:

$$\Omega(\eta_k) = (\alpha_k H_k)^{-1} \quad (5)$$

$$\mathfrak{U}(\mathfrak{N}_k) = 2 - \alpha_k H_k \quad (6)$$

por lo tanto, $\Omega(\eta_1) > \dots > \Omega(\eta_n)$ y $\mathfrak{U}(\mathfrak{N}_1) > \dots > \mathfrak{U}(\mathfrak{N}_n)$.

Las medidas de riesgo propuestas en las ecuaciones y permiten inferir el riesgo en función del par (α, H) porque consideran la probabilidad de eventos extremos y la dimensión de la serie de tiempo. Cuando $\Omega(\eta_k) > 1$ o $\mathfrak{U}(\mathfrak{N}_k) > 1$, las medidas de riesgo γ_k subestiman el riesgo de los espacios de probabilidad y las series de tiempo en estudio.

Cuando $\Omega(\eta_k) = 1$ o $\mathfrak{U}(\mathfrak{N}_k) = 1$, las medidas de riesgo γ_k estiman adecuadamente el riesgo, y cuando las funciones $\Omega(\eta_k) < 1$ o $\mathfrak{U}(\mathfrak{N}_k) < 1$, las medidas de riesgo γ_k sobreestiman el riesgo. Las estimaciones del riesgo de los índices bursátiles a través de las funciones $\Omega(\alpha, H)$ y $\mathfrak{U}(\alpha, H)$ se presentan en el cuadro 13.

Cuadro 13. Estimación de las funciones de riesgo

| Índice | IBEX | IPC | S&P |
|---------------------------|--------|--------|--------|
| $\Omega(\alpha, H)$ | 1.2304 | 1.1883 | 1.4426 |
| $\mathfrak{U}(\alpha, H)$ | 1.1873 | 1.1585 | 1.3068 |

Fuente: elaboración propia.

En este cuadro se muestran las funciones de riesgo de los índices bursátiles e indican que los parámetros de escala subestiman el riesgo porque están ignorando las probabilidades de cambio en la tendencia de los rendimientos, entonces, se propone ajustar las medidas de riesgo a través de las funciones de riesgo:

$$\Omega(\gamma_k) = -\alpha^{-1} \beta \gamma_k^\alpha \sec(2^{-1} \pi \alpha) \Omega(\eta_k) \quad (7)$$

$$\mathfrak{U}(\gamma_k) = -\alpha^{-1} \beta \gamma_k^\alpha \sec(2^{-1} \pi \alpha) \mathfrak{U}(\mathfrak{N}_k) \quad (8)$$

donde $\alpha^{-1} \beta \gamma_k^\alpha \sec(2^{-1} \pi \alpha)$ son las medidas de riesgo de las distribuciones α -estables.

Las funciones de riesgo propuestas en las ecuaciones y son factores que permiten ajustar las medidas de riesgo de los espacios de probabilidad y de las series de tiempo en función del cuarteto $(\alpha, \beta, \gamma, H)$ porque consideran la probabilidad de eventos extremos, la asimetría, la medida de riesgo de las distribuciones α -estables, la dimensión del espacio de probabilidad o la dimensión de la serie de tiempo los rendimientos y la función de riesgo de los rendimientos.

Las funciones de riesgo consideran la probabilidad de eventos extremos y la dimensión del espacio de probabilidad o del proceso estocástico que representa el riesgo de mercado y permite que los inversionistas cuantifiquen el riesgo de mercado a través de la medida de riesgo de las distribuciones α -estables e incorporar el riesgo por los cambios de tendencia de los rendimientos, incorporando factores de influencia que son modelados a través de los parámetros de estabilidad, asimetría y escala de las distribuciones α -estables y el exponente de autosimilitud.

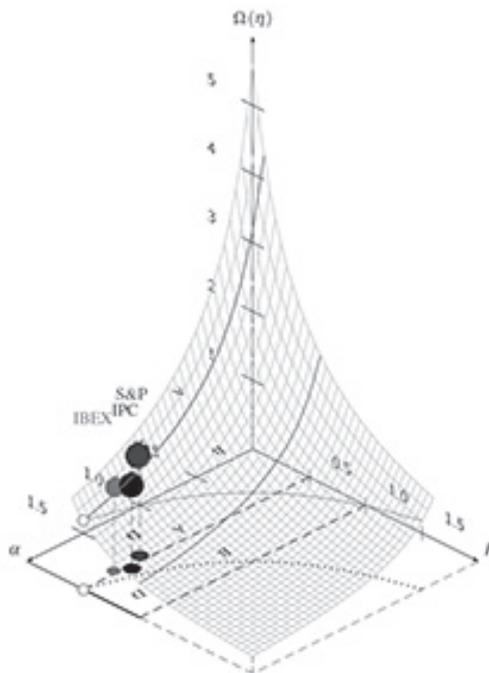
Superficie de riesgo

Las funciones de riesgo $\Omega(\alpha, H)$ y $\mathfrak{U}(\alpha, H)$ son el fundamento para construir una superficie de riesgo que está innovando en función del par (α, H) y que permite ajustar la medida de riesgo de las distribuciones α -estables.

En la gráfica 12 se presenta la superficie de riesgo en la que se observa que cuando el parámetro de estabilidad y el exponente de autosimilitud se aproximan a cero, el riesgo se incrementa en orden inversamente proporcional al índice de memoria. Cuando el parámetro de estabilidad se aproxima a dos y el exponente de autosimilitud se aproxima a la unidad, el riesgo disminuye en orden inversamente proporcional al índice de memoria. Los dominios de atrac-

ción α -estables y los exponentes de autosimilitud de los índices bursátiles se mapean en la superficie de riesgo con los elipsoides (IBEX a la izquierda, IPC al centro, S&P arriba). Las proyecciones de los dominios de atracción α -estables y los exponentes de autosimilitud están mapeadas en la superficie de riesgo y las funciones de riesgo son superiores a la unidad, entonces, los parámetros de escala subvalúan el potencial de cambio de los rendimientos, entonces, se concluye que los parámetros de escala subvalúan los riesgos porque no están considerando el riesgo que representa el potencial de cambio en la tendencia de los rendimientos de los índices bursátiles indicado con los exponentes de autosimilitud. La región *A* sobre la superficie de riesgo representa procesos estocásticos autosimilares con un riesgo menor que la región *A* porque el exponente de autosimilitud indica que la dimensión del proceso estocástico tiende a dos. La región *B* sobre la superficie de riesgo representa procesos estocásticos autosimilares con riesgo porque el exponente de autosimilitud indica que la dimensión del proceso estocástico tiende a $2-\alpha^{-1}$.

Gráfica 12. Superficie de riesgo



Fuente: elaboración propia.

Los resultados obtenidos indican que los índices bursátiles IBEX, IPC y S&P no satisfacen la hipótesis gaussiana, porque la distribución gaussiana es incapaz de modelar adecuadamente la curtosis y la asimetría de los rendimientos empíricos, mientras que, las distribuciones α -estables cuantifican más adecuadamente las frecuencias de los rendimientos con impactos financieros significativos.

Las innovaciones realizadas a través de la proposición de funciones de riesgo para inferir si las medidas de riesgo de las distribuciones α -estables cuantifican adecuadamente los riesgos financieros en función de los factores: eventos extremos y autosimilitud para mapear las proyecciones del plano de los dominios de atracción α -estables y los exponentes de autosimilitud en una superficie de riesgo que permite conocer si los parámetros de escala de los índices bursátiles estudiados cuantifican adecuadamente los cambios potenciales con respecto a la moda de los rendimientos y considerar este conocimiento para inferir acerca del cambio potencial.

En otras ramas de las ciencias se valúan eventos naturales o sociales con procesos estocásticos α -estables y con el exponente de autosimilitud para cuantificar riesgos más adecuadamente, por ejemplo: las costas marítimas son autosimilares y esto es equivalente a cuantificar adecuadamente la distancia recorrida para minimizar costos; la topografía para representar las superficies cuantifica a través de la autosimilitud la dimensión fraccionaria de las superficies; los patrones del tráfico de información presentan autosimilitud estadística; la biología la encuentra en los sistemas nervioso, circulatorio, respiratorio, inmunológico o urinario; y la genética en simetrías (transmisión de información), espirales (formas de crecimiento) que posibilitan mutaciones o hechos extraordinarios; los sistemas dinámicos presentan autosimilitud en los ciclos y en la dinámica; la música la presenta en la disposición de las notas; el comportamiento psico-social presenta autosimilitud desde el punto de vista de la complejidad; la astronomía la ha encontrado en los anillos de Saturno y en la distribución de galaxias; la industria ha hallado autosimilitud en las superficies de contacto, comunicación atómica de metales, seguridad de reactores nucleares; y la medicina en atractores en los niveles del sueño, epilepsia, Parkinson, depresión maniaca, distribución de epidemias, osteoporosis y predicción de enfermedades. Entonces, el ajuste de la distribución de los cambios y los exponentes de autosimilitud permiten cuantificar riesgos y realizar predicciones para identificar y cuantificar los riesgos por lo cual es importante el estudio y la propuesta de herramientas de análisis estático o dinámico de los dominios de atracción α -estables y los exponentes de autosimilitud para cuantificar cambios potenciales y riesgos asociados a la astronomía, topografía, tráfico, salud, evolución, comportamiento, industria, clima, seguridad

industrial o para mejorar el desarrollo tecnológico en la transmisión de información, seguridad, o salud.

Conclusiones

Los resultados obtenidos en el presente capítulo son congruentes con los presentados por Climent Hernández *et al.* (2017) y Climent Hernández y Aguilar Vázquez (2017), quienes estimaron parámetros α -estables y exponentes de autosimilitud sobre divisas y un índice bursátil de la zona euro, respectivamente, rechazaron la hipótesis gaussiana y justificaron la idoneidad de las distribuciones α -estables para modelar las distribuciones de los rendimientos.

Las estimaciones de los parámetros α -estables y las pruebas KS y AD indican que las distribuciones α -estables estimadas justifican su idoneidad para el IBEX y el ICP y son más eficientes para cuantificar los riesgos del mercado que la distribución gaussiana; las estimaciones de los exponentes de autosimilitud indican que los rendimientos de los índices bursátiles IBEX, ICP y S&P son autosimilares.

El índice de memoria \aleph permite inferir riesgos financieros por invertir en los índices bursátiles estudiados, permite construir funciones de riesgo para inferir si los parámetros de escala cuantifican adecuadamente riesgos financieros asociados a los potenciales de cambio en los rendimientos estudiados. La superficie de riesgo permite proyectar desde el plano de los dominios de atracción α -estables y los exponentes de autosimilitud la función de riesgo para ponderar los parámetros de escala estimados para cuantificar adecuadamente los riesgos o aplicar las funciones de riesgo propuestas a medidas de riesgo incoherentes: desviación estándar, varianza, parámetro de escala, parámetro de dispersión, desviación estándar y varianza de portafolios de inversión, valor en riesgo paramétrico y valor en riesgo condicional paramétrico.

Por lo tanto, se concluye con fundamento en el análisis de los rendimientos de los índices bursátiles que los procesos α -estables son idóneos para modelar las trayectorias de los índices bursátiles y son pertinentes para valorar productos financieros derivados, portafolios de inversión, productos estructurados, valor en riesgo paramétrico, y valor en riesgo paramétrico condicional; el índice de memoria \aleph propuesto por Climent Hernández *et al.* (2017) es importante para calcular las funciones de riesgo y la superficie de riesgo propuesta en el presente trabajo. El índice \aleph , en general, indica la correlación, $\rho = \aleph - 1$, que presentan los eventos a través del tiempo y su estimación es importante para inferir el comportamiento de eventos naturales y sociales.

En trabajos de investigación futuros sobre ingeniería financiera se pueden aplicar procesos estocásticos α -estables para valorar productos financieros derivados: contratos a plazo (*forwards*), futuros, permutas financieras (*swaps*) u opciones, portafolios de inversión, productos estructurados sobre subyacentes con rendimientos que presenten distribuciones α -estables e innovar con estrategias o coberturas y la posibilidad de realizar estudios en otras áreas de las ciencias.

Referencias

- BARUNIK, J. y Kristoufek, L. (2010). On Hurst exponent estimation under heavy-tailed distributions. *Physica A*, 389: 3844-3855.
- BELOV, I., Kabašinskas, A. y Sakalauskas, L. (2006). A study of stable models of stock markets. *Information Technology and Control*, 35(1): 34-56.
- ČÍŽEK, P., Härdle, W. y Weron, R. (2005). *Stable Distributions. Statistical Tools for Finance and Insurance*. Berlín: Springer.
- CLIMENT HERNÁNDEZ, J. A. (2017). Portafolios de dispersión mínima con rendimientos log-estables. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 12(2): 49-69.
- y Aguilar Vázquez, A. (2017). Medidas de riesgo de un índice bursátil de la zona euro. XXII Congreso Internacional de Contaduría Administración e Informática, Premio de Investigación Arturo Díaz Alonso 2017 en el área de finanzas. Recuperado de: <http://premio.investiga.fca.unam.mx/docs/xxii/6.pdf>
- y Cruz Matú, C. (2017). Pricing of a structured product on the S_{X^SE} when the uncertainty of returns is modeled as a log-stable process. *Contaduría y Administración*, 62(4): 1160-1182.
- y Venegas Martínez, F. (2013). Valuación de opciones sobre subyacentes con rendimientos α -estables. *Contaduría y Administración*, 58(4): 119-150.
- , Hoyos Reyes, L. F. y Rodríguez Benavides, D. (2017). The α -stable processes and their relationship with the exponent of selfsimilarity: Exchange rates of USA dollar, Canadian dollar, euro and yen. *Contaduría y Administración*, 62(5): 1501-1522.
- , Venegas Martínez, F. y Ortiz Arango, F. (2015). Portafolio óptimo y productos estructurados en mercados α -estables: Un enfoque de minimización de riesgo. *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, X (2): 81-106.
- CONTRERAS PIEDRAGIL, C. E. y Venegas Martínez, F. (2011). Valuación de opciones sobre activos subyacentes con distribuciones estables. *Estocástica*, 1(1): 55-71.
- DOSTOGLU, S. A. y Rachev, S. T. (1999). Stable distributions and term structure of interest rates. *Mathematical and Computer Modelling*, 29(10): 57-60.
- LUENGAS DOMÍNGUEZ, D., Ardila Romero, E. y Moreno Trujillo, J. F. (2010). Metodología en interpretación del coeficiente de Hurts. *Odeon*, 5: 265-290.
- MUÑOZ SAN MIGUEL, J. (2002). *La dimensión fractal en el mercado de capitales*. Sevilla: Universidad de Sevilla.
- ORTOBELLI, S. L., Huber, I. y Schwartz, E. S. (2002). Portfolio selection with stable distributed returns. *Mathematics Methods of Operations Research*, 55: 265-300.

- ORTOBELLI, S. L., Rachev, S. y Schwartz, E. S. (2004). The problem of optimal asset allocation with stable distributed returns. *Stochastic Processes and Functional Analysis*, 238: 295-347.
- ORTOBELLI, S. L., Biglova, A., Huber, I., Racheva, B. y Stoyanov, S. (2005). Portafolio choice with heavy tailed distributions. *Journal of Concrete and Applicable Mathematics*, 3(3): 353-376.
- PANAS, E. (2001). Estimating fractal dimension using stable distributions and exploring long memory through ARFIMA models in Athens stock exchange. *Applied Financial Economics*, 11(4): 395- 402.
- QUINTERO DELGADO, O. Y. y Ruiz Delgado, J. (2011). Estimación del exponente de Hurst y la dimensión fractal de una superficie topográfica a través de la extracción de perfiles. *Geomática*, 5: 84-91.
- RACHEV, S. T., Ortobelli, S. L. y Schwartz, E. S. (2004). The problem of optimal asset allocation with stable distributed returns. En A. C. Krinik y R. J. Swift (eds.). *Stochastic Processes and Functional Analysis*. Nueva York: Marcel Dekker, pp. 295-347.
- RODRÍGUEZ AGUILAR, R. (2014). El coeficiente de Hurst y el parámetro α -estable para el análisis de series financieras: Aplicación al mercado cambiario mexicano. *Contaduría y Administración*, 59(1): 149-173.
- SALAZAR NÚÑEZ, H. F. y Venegas-Martínez, F. (2015). Memoria larga en el tipo de cambio nominal: evidencia internacional. *Contaduría y Administración*, 60(3): 615-630.
- SAMORODNITSKY, G. (2004). Extreme value theory, ergodic theory and the boundary between short memory and long memory for stationary stable processes. *The Annals of Probability*, 32(2): 1438-1468.
- SCALAS, E. y Kim, K. (2006). The art of fitting financial time series with Levy stable distributions [en línea]. *Cornell University*. Recuperado de: <https://arxiv.org/abs/physics/0608224>

Resúmenes curriculares de los autores

BARRERA RIVERA, Roberto R. Director general adjunto de Crédito y Finanzas del Fondo Nacional para el Consumo de los Trabajadores (Fonacot). Es candidato a doctor en Ciencias Financieras por la Escuela de Graduados en Administración y Desarrollo Empresarial del Tecnológico de Monterrey; maestro en Ciencias Administrativas por la Alfred P. Sloan School of Management del Massachusetts Institute of Technology; maestro en Derecho de Amparo y licenciado en Derecho por el Centro de Estudios Avanzados de las Américas; también obtuvo el título de Ingeniero Mecánico Electricista por la Universidad Nacional Autónoma de México. Entre sus líneas de investigación se encuentran las de derivados energéticos, administración de riesgos y optimización financiera. Recibió las designaciones de Chartered Financial Analyst y de Financial Risk Manager.

BÁTIZ HURTADO, Bernardo. Doctor en Administración por la Universidad Anáhuac del Sur; maestro en Administración de Empresas por la Escuela de Negocios de la Universidad de Harvard y licenciado en Sistemas por la Universidad Anáhuac del Sur. Sus líneas de investigación son: mercados financieros, administración de riesgos y finanzas corporativas. Es socio director de Capital Fondo de Inversión, especializado en mercados externos y *iceberg capital emerging markets fund*.

BAUTISTA GODÍNEZ, Tomás. Profesor de tiempo completo en la Coordinación de la Universidad Abierta y Educación a Distancia de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), así como en la Facultad de Ingeniería de la misma universidad. Es doctor en Ingeniería; maestro en Ingeniería e ingeniero civil por la Facultad de Ingeniería de la UNAM. Sus líneas de investigación incluyen: complejidad organizacional, evaluación, tecnología educativa y análisis de datos.

BUCIO PACHECO, Christian. Profesor titular y coordinador de la Licenciatura en Actuaría en la Universidad Autónoma del Estado de México, Unidad Huehuetoca. Es doctor en Economía (economía financiera), cuenta con estudios de Actuaría por la UNAM. Sus líneas de investigación son: econometría financiera; dependencia y contagio bursátil; y, análisis y administración de riesgos. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel I; miembro de la Aca-

demia de Ciencias Administrativas de México; y miembro de la Multinational Finance Association. Ha publicado múltiples artículos y capítulos de libros a nivel nacional e internacional.

CABELLO ROSALES, Alejandra. Profesora titular “B” de la Maestría en Administración Industrial de la Facultad de Química, Área de Finanzas, de la UNAM. Es doctora en Administración Pública por la Facultad de Ciencias Políticas y Sociales de la misma institución y doctora en Ciencias Financieras por el Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey. Sus líneas de investigación son: finanzas de la empresa y gobierno corporativo; innovación financiera y mercados de capital e integración financiera. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel II; miembro de la International Trade and Finance Association, la Multinational Finance Association, la International Society for Intercommunication of New Ideas, y de la Academia Mexicana de Ciencias Administrativas de México. Obtuvo el Segundo Premio en Administración Pública del Instituto Nacional de Administración Pública (1998). En 2006 recibió el premio “Jesús Silva Herzog” por el mejor artículo publicado en *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía* del Instituto de Investigaciones de la Universidad Autónoma de México, y en 2009 recibió Mención Honorífica por esa misma premiación.

CLIMENT HERNÁNDEZ, José Antonio. Profesor titular “A” en el Departamento de Sistemas de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco. Es doctor en Ciencias Económicas por el Instituto Politécnico Nacional; maestro en Ingeniería (Investigación de Operaciones) y licenciado en Actuaría por la UNAM. Sus líneas de investigación son: modelación para la toma de decisiones en la ingeniería económica y financiera; mercados de capital emergentes, productos financieros derivados y administración de riesgos financieros. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel Candidato. Ha recibido varios premios nacionales, entre ellos, la presea Lázaro Cárdenas en 2014 en la categoría de Doctorado; el Premio de Investigación Arturo Díaz 2017, en el área de Finanzas; el Perfil Deseable del Programa de Desarrollo al Profesorado de la Secretaría de Educación Pública 2015-2021; así como el reconocimiento del 6º Magno Coloquio de Posgrado en Economía 2018. Cuenta con múltiples publicaciones en revistas especializadas en finanzas a nivel nacional e internacional.

CONALY MARTÍNEZ, David. Profesor de Matemáticas, Estadística y Econometría en la Universidad Autónoma del Estado de México, Unidad Huehuet-

ca. Es doctor y maestro en Economía (economía financiera), así como actuario por la UNAM. Sus líneas de investigación son: econometría financiera, riesgo de crédito en instituciones bancarias; y mercados de capitales emergentes. Es miembro de la Academia de Ciencias Administrativas de México y de la International Finance Society. Es profesor-investigador en la Licenciatura en Ciencias Empresariales de la Universidad de la Costa (UNCOS).

CRUZ AKÉ, Salvador. Fue coordinador de la especialidad en Administración de Riesgos Financieros, en la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional. Es doctor en Ciencias Financieras por el Instituto Tecnológico de Estudios Superiores Monterrey, y licenciado en Economía por la Universidad Panamericana. Sus líneas de investigación son: economía financiera, administración de riesgos, econometría, análisis financiero, administración de portafolios y finanzas corporativas. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel II.

DE LA TORRE TORRES, Óscar V. Profesor-investigador de tiempo completo en la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, en donde también obtuvo el doctorado. Sus líneas de investigación son: econometría financiera aplicada a la administración de portafolios, la inversión socialmente responsable; modelado de crisis y cambios de régimen y el desempeño financiero de fondos de pensiones. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel I, y Perfil Deseable del Programa de Desarrollo al Profesorado de la Secretaría de Educación Pública.

DÍAZ RODRÍGUEZ, Héctor. Jefe de la División de Estudios Profesionales de la Facultad de Economía de la UNAM. Es doctor en Economía por la Facultad de Economía de la misma institución. Sus líneas de investigación son: impacto de las tecnologías de la información y el conocimiento en la actividad económica; inclusión financiera; y determinantes del endeudamiento. Es miembro de la International Trade and Finance Association. Se ha desempeñado como consultor y analista en proyectos asociados a organismos como el Banco Mundial y la Secretaría de Economía.

JIMÉNEZ CARREÓN, Fernando. Asesor financiero independiente. Es doctor en Ingeniería de Sistemas (Planeación y Finanzas) y cursó el posgrado de Ingeniería en la UNAM; maestro en Ingeniería Económica y Financiera por Universidad La Salle e ingeniero industrial por la Facultad de Ingeniería de la

UNAM. Sus líneas de investigación incluyen: análisis de inversiones, planeación financiera y resiliencia sistémica. Su experiencia profesional incluye, además de la docencia, trabajos de consultoría y asesorías en casas de bolsa, y compañías de seguros.

LEÓN ALVARADO, Martha Angélica. Unidad de Seguros, Pensiones y Seguridad Social de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público. Candidata a doctora por el Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey en el Programa de Doctorado en Ciencias Financieras de la Escuela de Graduados en Administración y Dirección de Empresas. Cuenta con una especialidad en Estadística Aplicada por el Instituto de Investigaciones en Matemáticas Aplicadas de la misma institución. Es actuario por la Universidad Nacional Autónoma de México. Sus líneas de investigación son: administración de riesgos financieros, portafolios de inversión y fondos de pensiones. Obtuvo la medalla “Alfonso Caso”, otorgada por la UNAM al mejor promedio de la generación a nivel de Especialidad.

LÓPEZ HERRERA, Francisco. Profesor-investigador de la División de Investigación, Facultad de Contaduría y Administración de la UNAM. Es doctor en Economía, Facultad de Economía, por la UNAM; maestro en Finanzas y licenciado en Administración, por la Facultad de Contaduría y Administración de la misma institución. Sus líneas de investigación son: finanzas cuantitativas, valuación de activos y econometría aplicada. Es director editorial de la revista *Contaduría y Administración* de la UNAM, y miembro del comité editorial de diversas revistas indexadas: *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, *Eseconomía*, *Quantitativa*, *Estocástica: Finanzas y Riesgo*, *Investigación Económica*. Es miembro de la Academia Mexicana de Ciencias y del Sistema Nacional de Investigadores, nivel III.

MATA MATA, Leovardo. Profesor-investigador de la Facultad de Economía y Negocios, Universidad Anáhuac. Posee el doctorado en Ciencias Financieras por el Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey; la maestría en Economía por El Colegio de México, y la licenciatura en Física y Matemáticas por la Escuela Superior de Física y Matemáticas del Instituto Politécnico Nacional. Sus líneas de investigación incluyen: teoría económica, econometría, análisis numérico y ciencias de la Tierra. En 2004 y 2005 fue subdirector de Desarrollo de Proyectos en la Dirección Ejecutiva de Informática y Estadística de la Secretaría de Seguridad Pública del Distrito Federal. Actualmente es consultor asociado en v&m Servicios de Consultoría S.C. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel I.

MOTA ARAGÓN, M. Beatriz. Profesora-investigadora titular “C” en el Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa. Es doctora en Administración, especialidad en Finanzas por el Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey-HBS (Mención Honorífica). Es maestra en Finanzas por la Facultad de Contaduría y Administración de la UNAM (Mención Honorífica). Realizó una estancia posdoctoral en la University of Texas at Austin (2015-2016). Sus líneas de investigación son: economía financiera, finanzas corporativas y administración de riesgos. Es Jefa del Área de Investigación de Planeación Estratégica de las Empresas y Coordinadora del Diplomado en Finanzas Corporativas. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel I; miembro titular de la Academia de Ciencias Administrativas y miembro del Comité Académico del Programa de Posgrado Integral en Ciencias Administrativas. Asimismo, es representante de los posgrados de Economía y Administración, Unidad Iztapalapa, ante la Asociación Mexicana e Instituciones Bursátiles. Es miembro de la Fundación de Investigación del Instituto Mexicano de Ejecutivos en Finanzas.

NÚÑEZ MORA, José Antonio. Profesor-investigador del Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey de la Escuela de Graduados en Administración y Dirección de Empresas. Es doctor en Ciencias Administrativas con especialidad en Finanzas por el Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey; maestro en Economía por El Colegio de México, y físico-matemático por la Escuela Superior de Física y Matemáticas del Instituto Politécnico Nacional. Sus líneas de investigación son: administración de riesgos, economía financiera y productos derivados. Se desempeñó como director del Doctorado en Ciencias Financieras y del Doctorado en Ciencias Administrativas de la Escuela de Graduados en Administración y Dirección de Empresas del Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, de 2006 a 2014. Es editor de la revista de *Administración, Finanzas y Economía* de la Escuela de Graduados en Administración y Dirección de Empresas (EGADE) Business School. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel II.

ORTIZ, Edgar. Profesor titular “C”, Facultad de Ciencias Políticas y Sociales, UNAM. Tutor del Programa de Posgrado en Ciencias Políticas y Sociales y tutor del Programa de Posgrado en Economía, ambos de la UNAM. Es doctor en Finanzas y Negocios Internacionales por la Universidad de Wisconsin, Madison, Estados Unidos. Sus líneas de investigación incluyen: teorías y modelos aplicados a mercados de capital emergentes; integración financiera; crisis financieras

y su transmisión a la economía real; análisis y administración de riesgos. Es coeditor de *Frontiers in Finance and Economics*; ha participado en las juntas editoriales de varias revistas especializadas nacionales e internacionales, entre las que destacan: *Global Economics*; *The International Journal of Finance*; *Multinational Finance Journal*; *Estocástica: Finanzas y Riesgo*, *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*; *Contaduría y Administración*, revista de la Facultad de Contaduría y Administración de la UNAM, y *Ciencias Administrativas. Teoría y Praxis*, revista de la Academia de Ciencias Administrativas de México. Es miembro de Número de la Academia de Ciencias Administrativas de México; miembro de la Academia Mexicana de Ciencias, así como del Sistema Nacional de Investigadores, nivel III.

PARADA ROJAS, Ana Cecilia. Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. Es candidata a doctora en Ciencias Económicas; maestra en Ciencias Económicas por la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional, e ingeniera en Sistemas Computacionales por el Instituto Tecnológico de Durango. Sus líneas de investigación son: economía financiera, desigualdad y globalización, minería de datos. Experiencia en el área de desarrollo de software y bases de datos. Ha obtenido reconocimientos por su trayectoria académica y posee estudios de posgrado en la Escuela Superior de Economía, a nivel maestría y doctorado.

RAZO DE ANDA, Jorge Omar. Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. Candidato a doctor en Ciencias Económicas; maestro en Ciencias Económicas por la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional y licenciado en Administración Industrial por la Unidad Profesional Interdisciplinaria de Ingeniería y Ciencias Sociales y Administrativas del Instituto Politécnico Nacional. Sus líneas de investigación son: economía financiera, mercados financieros, equilibrio general dinámico estocástico, econometría, administración de riesgos, teoría de juegos. Distinciones: Premio a la Mejor Tesis de Maestría 2016 del Instituto Politécnico Nacional y Presea “Lázaro Cárdenas” 2019 nivel doctorado, ambas en el área de Ciencias Sociales.

RODRÍGUEZ BENAVIDES, Domingo. Profesor asociado en el Departamento de Sistemas de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco. Es doctor en Economía por la UNAM, maestro en Economía y maestro en Finanzas por la misma institución. Su principal línea de investigación es la econometría aplicada (series de tiempo y modelo panel) aplicados a la economía y a las finanzas. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, Nivel I.

SALCEDO BADILLO, Juan Delfino. Ha impartido cursos en El Colegio de México y el Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Monterrey. Actualmente es consultor independiente en diversos ámbitos de la Administración Pública. Es doctor en Política Pública por el Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Monterrey, Escuela de Gobierno y Transformación Pública; maestro en Gobierno y Política Pública por el mismo Instituto, y licenciado en Economía por la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional; tiene una especialidad en Política Social por la Irving B. Harris Graduate School of Public Policy Studies de la Universidad de Chicago y la Universidad Iberoamericana. Sus líneas de investigación son: tópicos en regulación de materia energética, particularmente petróleo y políticas en la distribución del ingreso. En 2013-2014 fue director general adjunto de Atención a Grupos Vulnerables en la Secretaría del Trabajo y Previsión Social. En 2005-2008 se desempeñó como director de Administración y Finanzas en la Secretaría del Trabajo del Estado de México.

SÁNCHEZ LARA, Benito. Profesor asociado “C” en la Facultad de Ingeniería de la Universidad Nacional Autónoma de México. Es doctor y maestro en Ingeniería (Planeación) y cursó el posgrado en Ingeniería en la UNAM. Es ingeniero químico por la Escuela de Ingeniería Química de la Universidad Autónoma de Puebla. Sus líneas de investigación incluyen: teoría, metodología y técnicas para la planeación, evaluación diagnóstico e implantación de prácticas de calidad, y diagnóstico de viabilidad organizacional. Ha participado en eventos académicos nacionales e internacionales y ha sido, además, consultor de empresas y programas públicos.

SANTILLÁN SALGADO, Roberto J. Profesor-investigador del Departamento de Economía y Finanzas, EGADE Business School, Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, campus Monterrey. Posdoctorado en Finanzas por la Universidad de Texas at Austin (1994-1995) y por el Instituto Politécnico Nacional (2016-2017). Doctorado en Administración, Especialidad en Finanzas por el Instituto Tecnológico de Monterrey-Universidad de Texas, Austin. Maestría en Administración por el Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, y maestría en Administración Pública por la Universidad Autónoma Metropolitana; licenciado en Economía por la Facultad de Economía de la UNAM (Mención Honorífica). Sus líneas de investigación son: mercados financieros, finanzas corporativas y finanzas internacionales. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel III; presidente de la American Academy of Financial Management, Capítulo Lati-

noamericano; miembro de la Academia Mexicana de las Ciencias, J.P. Morgan Chair for Visiting Professors, Pace University, Nueva York; premio “Dejando Huella” de la comunidad de ExaTec.

SOSA CASTRO, Miriam. Profesora e investigadora de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa y profesora de la Facultad de Economía y de la Facultad de Ingeniería de la UNAM. Cuenta con estudios de doctorado. Sus líneas de investigación son: contagio y crisis financieras, mercados de capital emergentes, y modelos de valuación de activos. Es miembro de la Multinational Finance Society, de la International Trade and Finance Association, y de la Academia de Ciencias Administrativas de México. Asimismo, es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel I.

VALENCIA HERRERA, Humberto. Profesor-investigador del Departamento de Contabilidad y Finanzas del Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, y de la Escuela de Graduados en Administración y Desarrollo Empresarial del mismo Instituto. Es doctor y maestro en Economía, Finanzas y Estrategia, Departamento de Ciencias de la Administración y la Ingeniería de la Universidad de Stanford (Estados Unidos). Entre sus líneas de investigación se encuentran: finanzas corporativas, finanzas bursátiles, finanzas internacionales, mercados de materias primas, economía del medio ambiente, y energía. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel I, y recibió la designación Chartered Financial Analyst.

VEGA ZAVALA, María del Rocío. Profesora e investigadora en el Departamento de Contabilidad y Finanzas del Tecnológico de Monterrey. Es doctora en Ciencias Financieras por el Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey; maestra en Finanzas y maestra en Administración con Especialidad en Finanzas por el mismo instituto, donde también cursó la licenciatura en Contaduría Pública. Sus líneas de investigación incluyen: finanzas corporativas; estructura financiera de capital y valuación de empresas. Recibió Mención por Tesis Doctoral Sobresaliente, Mención Honorífica de Excelencia del Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, tanto en estudios profesionales como de maestría; también obtuvo el premio del Instituto Mexicano de Contadores Públicos de Nuevo León; premio del Instituto Mexicano de Contadores Públicos de Monterrey; premio del Despacho Price-Waterhouse; premio del Despacho Galaz-Gómez-Morfín y premio a los Mejores Estudiantes de México 1991.

Economía financiera: teoría, modelos e investigación aplicada
editado por Bonilla Artigas Editores
se terminó de imprimir en 2020
en los talleres de Grafica Premier, S.A. de C.V.
5 de febrero Núm. 2309, San Jerónimo Chicahualco, C.P. 52170.
Metepéc, Estado de México.

En su composición se utilizó ITC Franklin Gothic y Times Ten LT.
Para los interiores se utilizó papel book cream
y para la portada papel couché de 300 g.
La edición consta de 1 000 ejemplares.

La presente obra estudia a la economía financiera, desde la perspectiva teórica hasta la praxis. Consta de trece capítulos, los cuales constituyen una muestra actualizada de la agenda de investigación de académicos mexicanos interesados en esta rama de la ciencia económica. El conjunto de capítulos que integran esta edición se dividió en seis secciones que aglutinan varios trabajos en tópicos importantes en la materia; desde estudios de frontera, evolución y modelado; portafolios de inversión, índices sectoriales y mercado accionario; mercados de deuda y estructura de tasas de interés, estructura de capital; sistema de pensiones y gestión de riesgos en sistemas de retiro; relaciones entre mercados y precios; hasta estrategias de administración de riesgos en activos físicos y financieros. Esta obra y sus contribuciones está dirigida a todos aquellos lectores interesados en la materia, a los lectores especializados, y a los profesionales tomadores de decisiones en las empresas, instituciones financieras e instituciones gubernamentales.

Modelos e investigación
aplicada / Teoría



Casa abierta al tiempo
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA METROPOLITANA

