



UNIVERSIDAD DE CHILE  
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS  
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA INDUSTRIAL

# **MEDIDAS IMPLÍCITAS POR OPCIONES EN EL CORTE TRANSVERSAL DE LOS RETORNOS ESPERADOS DE ACCIONES**

**MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL**

ANDRÉS MARTÍNEZ PEÑA Y LILLO

PROFESORA GUÍA:

MARCELA VALENZUELA BRAVO

MIEMBROS DE LA COMISIÓN:

PATRICIO VALENZUELA AROS

MILCÍADES CONTRERAS GOSIK

SANTIAGO DE CHILE

2015

RESUMEN DE LA MEMORIA PARA OPTAR  
AL TÍTULO DE: Ingeniero Civil Industrial  
POR: Andrés Martínez Peña y Lillo  
Fecha: 16/12/2015

PROFESORA GUÍA: Marcela Valenzuela Bravo

## **MEDIDAS IMPLÍCITAS POR OPCIONES EN EL CORTE TRANSVERSAL DE LOS RETORNOS ESPERADOS DE ACCIONES**

Se sabe que la volatilidad de retornos y del mercado varían en el tiempo donde sus fluctuaciones reflejan cambios en las expectativas de las oportunidades de inversión. Así, según I-CAPM de Merton (1973), medidas que encarnan volatilidad agregada podrían representar oportunamente las expectativas sobre el mercado y, siendo factores de riesgo sistemático, debiesen estar premiada en el corte transversal de los retornos.

Revisando la literatura, mayor volatilidad del mercado representa la deterioración de las oportunidades de inversión según Ang et al. (2006), incluso muestran premios negativos al riesgo de volatilidad en la sección cruzada. Luego, mayor correlación agregada implica estados de la economía con menores beneficios de diversificación, y concuerda con épocas de recesión según Krishnan et al. (2008). Éstos también logran encontrar premios por riesgo negativo por exposición a correlación realizada en el corte transversal. Asimismo, Vassalou y Xing (2004) encuentran premios negativos por riesgo de probabilidad de default en el corte transversal. Así, volatilidad, correlación y riesgo de default agregada se teorizan tener una relación negativa con el bienestar de la economía donde sus innovaciones sí pueden anticipar los cambios a las oportunidades de inversión.

Entonces, el objetivo de este documento es estudiar entre los años 1998 y 2011 el poder explicativo y el premio por riesgo sistemático de tres medidas implícitas de opciones. Primero, se realizan regresiones condicionales para crear portafolios que tengan distintas sensibilidades a las innovaciones a cada medida implícita y se comparan los retornos ex post. Luego, se estiman sus premios por riesgo usando las regresiones de dos etapas de Fama-Macbeth (1973), y controlando por otros factores del corte transversal. Para esto, se usa data diaria de opciones, instrumentos financieros inherentemente predictivos, para construir medidas implícitas de ellas ya que representen expectativas futuras del mercado. La volatilidad implícita se obtiene del índice de volatilidad *VXO* extraído de opciones del índice S&P100. La correlación implícita se estima del modelo de Martin (2011) mediante el S&P100 y sus constituyentes. El riesgo de default se construye del modelo de Capuano (2008) usando información de opciones sobre acciones de consorcios bancarios.

Consistente a I-CAPM, la volatilidad implícita entre 1998-2011 tiene un premio por riesgo significativo del -0.5% anual. En cambio, la correlación implícita no logra explicar el corte transversal de los retornos esperados mientras el riesgo de default tiene un premio negativo de -0.9% anual entre 1998-2007, al excluir la crisis *financiera* del 2008, época de volatilidad anormalmente alta. Se estima que la crisis financiera provocó cambios estructurales en la dinámica y valorización de mercados de acciones y opciones, reduciendo el premio por riesgo de volatilidad y distorsionando la medida de default.

# **Dedicatoria**

Se lo dedico a mi padre, madre, hermanos y amigos.

## Agradecimientos

Quiero agradecer a mi familia por todo el apoyo incondicional que me dieron durante la investigación. Desde lo financiero hasta los cariños y motivación, estoy infinitamente endeudado con ustedes.

Darle gracias a todos mis amigos *ingenieros* que me aconsejaron a lo largo de mi vida universitaria. Compartimos muy buenas experiencias y espero no perderlos de vista en mi siguiente etapa de vida: Gracias Ignacia, Gonzalo, Javier, Carlota, Diego, Marcelo y Pía, entre muchos otros.

Agradezco muchísimo la orientación, apoyo y feedback de Marcela Valenzuela, Patricio Valenzuela, Milcíades Contreras, Carlos Pulgar, Javier Suazo, Herman Bennett e Ilknur Zer. Sus conversaciones, reuniones y aporte conmigo fueron claves en llevar adelante esta investigación. Quiero darle gracias a todos mis compañeros del Centro de Finanzas por sus ricas e iluminadoras conversaciones y, también las muy teóricas, con Giorgio.

# Tabla de Contenido

1	Introducción .....	1
2	Marco Teórico.....	4
2.1	Alternativas a la Volatilidad en I-CAPM.....	6
2.2	Medidas Implícitas por Opciones de Acciones.....	6
3	Data.....	9
3.1	Medidas Implícitas de Opciones de Acciones .....	9
3.2	Activos de Testeo .....	10
3.3	Factores de Control.....	11
3.4	Estadísticos Descriptivos .....	12
4	Metodología.....	13
4.1	Regresiones Condicionales de Pre-formación .....	13
4.2	Portafolios Sorteados por Exposición a Innovaciones de Factores Sistemáticos....	15
4.2.1	Ventanas de Estimación .....	16
4.3	Requisitos para una Explicación de Factor de Riesgo .....	17
4.4	Portafolio Económico de Seguimiento de Factores .....	17
4.5	Regresiones Condicionales de Pos-Formación .....	19
4.5	Regresiones Incondicionales de Pos-Formación .....	20
4.6	Prima por Riesgo de Factores Sistemáticos .....	21
5	Resultados .....	24
5.1	Portafolios Sorteados por Exposición a Innovaciones de Factores Sistemáticos ...	24
5.1.1	Exposición a Volatilidad Implícita .....	24
5.1.2	Exposición a Correlación Implícita .....	25
5.1.3	Exposición a Probabilidad de Default Implícita.....	26
5.2	Caracterizando el Comportamiento de Factores de Seguimiento.....	26
5.3	Coefficientes Condicionales de los Factores de Pos-Formación .....	27
5.4	Coefficientes Incondicionales de los Factores de Pos-Formación .....	27
5.5	Resultados Exentos de la Crisis Financiera .....	28
5.5.1	Exposición a Volatilidad Implícita.....	28
5.5.2	Exposición a Correlación Implícita .....	29
5.5.3	Exposición a Probabilidad de Default .....	29
5.6	Primas por Riesgo de Factores Sistemáticos.....	30
5.6.1	Prima por Riesgo de Volatilidad .....	30
5.6.2	Prima por Riesgo de Probabilidad de Default .....	31

5.6.3 Primas por Riesgo Exenta de la Crisis Financiera .....	31
6 Conclusiones.....	32
7 Trabajos Futuros .....	34
8 Bibliografía .....	34
9 Apéndice .....	37
9.1 Medida de Correlación Implícita de Martin (2011) .....	37
9.1.1 Estimación de la Correlación Implícita .....	38
9.2 Modelo de Probabilidad de Default implícita de opciones de Capuano (2008) modificado por Vilsmeier (2011) .....	39
9.2.1 Transformación de la Función Objetivo.....	41
9.2.2 Solución Analítica de las Integrales .....	41
9.3 Modelo de tres factores de Fama y French (1993) .....	42
10 Tablas.....	43
11 Figuras .....	57

# 1 Introducción

Se sabe que la volatilidad de retornos de acciones y del mercado varían en el tiempo. Son estas fluctuaciones que inducen cambios en las oportunidades de inversión encarnada por las innovaciones de las expectativas futuras del retorno y riesgo del mercado, es decir, por alterar la frontera de riesgo-retorno que enfrentan los inversionistas periodo a periodo.

Así, en un contexto heterocedástico del modelo intertemporal de valorización de activos financieros (I-CAPM, por sus siglas en inglés) de Merton (1973) y Chen (2002), medidas que reflejen volatilidad agregada podrían representar oportunamente las expectativas sobre el mercado, y si fuesen efectivamente factores de riesgo sistemático, por teoría del arbitraje de Ross (1976), debiesen estar premiada en el corte transversal de las acciones.

Ahora bien, en vez de ahondar únicamente en volatilidad agregada, también se verán medidas implícitas de ella como la correlación y probabilidad de default sistemático. Se recalca que tanto la correlación entre activos como la probabilidad de default de empresas por el enfoque de riesgo de crédito de Merton (1974) se basan en la volatilidad de retorno de acciones, abriendo la posibilidad que estas variables procesan la información de la varianza tal que expliquen mejor los retornos esperados de acciones en la sección cruzada.

Todas las variables previamente mencionadas pueden ser entendidas como medidores y expectativas del mercado; de cómo está la economía en su totalidad. Mayor volatilidad del mercado es síntoma de crisis financieras y deterioración de las oportunidades de inversión (ver Ang, Hodrick, Xing y Zhang (2003 y 2006)). Mayor correlación agregada implica que el estado de la economía tiene menos posibilidades de diversificar las carteras de inversión, y concuerda con las épocas de recesión según Krishnan, Petkova y Ritchken (2008). Por último, a mayor probabilidad de default trae consigo estados de turbulencia en los mercados bursátiles (ver Matros y Vilsmeier (2013)). Así, las tres medidas se teorizan que tienen una relación negativa con el bienestar de la economía y sus innovaciones, o dígame shocks de información nueva, pueden describir los cambios en las oportunidades de inversión.

Por otro lado, interesan las opciones que son instrumentos financieros inherentemente predictivos; equivalen a apuestas al futuro y reflejan la expectativa agregada de los inversionistas sobre el subyacente. Por lo tanto, medidas extraídas de información de opciones sobre acciones podrían explicar retornos futuros y aparentan ser adecuados para I-CAPM.

Revisando la literatura financiera, Ang et al. (2003 y 2006) empíricamente muestran que la volatilidad realizada, o dígame histórica, no está premiada en sección cruzada de los retornos esperados, sin embargo la volatilidad implícita de opciones sí lo es negativamente. Krishnan et al. (2008) explican que la correlación realizada también es premiada negativamente en el corte transversal, y Valenzuela (2014) encuentra que la correlación implícita tiene poder predictivo en las series de tiempo. Finalmente, Vassalou y Xing (2004) ya han estudiado los efectos de riesgo de default mediante la Probabilidad

de Default (POD, por sus siglas en inglés) estimado por el Modelo Estructural de Merton (1974) sobre el corte transversal de los retornos esperados. Sus conclusiones establecieron que el riesgo de default es un riesgo sistemático y está premiado negativamente en el corte transversal, pero limitado a empresas de capitalización bursátil baja y/o ratios de valor libro/mercado del patrimonio altos.

Según la literatura, aún hay espacio para investigar sobre el efecto de variables implícitas de opciones en la rentabilidad esperada del corte transversal. Así, el objetivo de este documento es estudiar entre los años 1998 y 2011 el poder explicativo y las primas por riesgo sistemático de Volatilidad, Correlación y Probabilidad de Default usando medidas implícitas de opciones de acciones como *proxies* en la sección cruzada de retornos esperados. Además, al basarse en el estudio de volatilidad implícita de Ang et al. (2006) entre 1986-2000, se verificará si sus hallazgos son pertinentes a tiempos más actuales.

Primero, para cada acción se realizarán regresiones condicionales (i.e. mes a mes) sobre su retorno y la innovación (i.e. diferencia diaria) de las medidas implícitas (i.e. volatilidad, correlación o probabilidad de default sistemático por separado) con data diaria. Luego, se ordenan los retornos esperados (i.e. retornos ex post, del próximo mes) de las acciones de menor a mayor sensibilidad a la innovación de la medida implícita (i.e. beta condicional estimado previamente) y se sortean en quintiles (i.e. cinco portafolios de acciones ordenados por el criterio de pre-formación). Este procedimiento se repite todos los meses, así entregando una serie de tiempo mensual de retornos esperados y otra de sensibilidades para cada quintil. Entonces, el enfoque de corte transversal es analizar entre los quintiles si es que acciones que tengan mayor sensibilidad a las innovaciones de las medidas implícitas efectivamente tienen, en promedio, menores retornos esperados; consistentes con lo que se espera de primas por riesgo negativo.

Habiendo evidencia de primas negativas en la metodología previa, se emplea las regresiones de dos-etapas de Fama-Macbeth (1973) controlando por otros factores de riesgo del corte transversal para estimar finalmente su prima por riesgo. Los portafolios de acciones utilizados para Fama-Macbeth son ordenados según sensibilidad al factor de “Mercado” (proveniente del modelo de valorización de activos financieros CAPM, por sus siglas en inglés. Ver Sharpe (1964) y Lintner (1965)) y a las innovaciones de las medidas implícitas.

La volatilidad implícita se reflejará por el índice de volatilidad *VXO* basado en el índice de mercado S&P100 del Chicago Board of Options Exchange. La correlación implícita se estima de información de acciones y opciones del S&P100 y sus constituyentes provenientes de OptionMetrics y del Center for Research in Security Prices (CRSP, por sus siglas en inglés). El riesgo de default se construye agregando las PODs del modelo Capuano-Vilsmeier (2008 y 2011) de consorcios bancarios extraídos de información de opciones sobre sus acciones; información obtenida de OptionMetrics. Finalmente, los activos de testeo son todas las acciones públicas que están listadas en las bolsas de valores estadounidenses del AMEX/NASDAQ/NYSE recopilados desde CRSP.



Al aplicar la metodología previa, la volatilidad implícita sí es capaz de explicar los retornos esperados, pero ha visto reducido su significancia y magnitud de premio por riesgo a -0.5% anual entre 1998-2011 (ver fila de *FVXO* de la Tabla 13), la mitad de lo obtenido por Ang et al. (2006) entre 1986-2000 (ver fila de *FVXO* de la Tabla 16). No obstante, tal como se teorizó por I-CAPM logra ser negativamente premiada en la sección cruzada.

Usando varias combinaciones de ventanas de estimación, con claridad se puede afirmar que el *proxy* utilizado de correlación sistemática implícita es incapaz de explicar los retornos esperados en la sección cruzada para los años 1998-2011. No existe patrón, o indicios de ello, entre exposición al riesgo de correlación y retornos ex post de acciones para creer que puede ser premiado en el corte transversal durante la época estudiada (ver Tablas 7 y 8).

Finalmente, para el periodo 1998-2007 el riesgo de default logra tener un premio por riesgo significativo y negativo de -0.9% al año cumpliendo con I-CAPM (ver fila de *FIPOD* del Panel B la Tabla 14). Mas, al incluir la crisis financiera del 2008, se pierde la significancia de estos resultados (ver fila de *FIPOD* del Panel A la Tabla 14).

No obstante, el horizonte de estudio de esta investigación incluye la crisis financiera del 2008 que fue una época de niveles anormales de volatilidad donde quizás provocaron cambios estructurales en la dinámica de mercados de capitales (ver Bansal, Kiku, Shaliastovich y Yaron (2014), mas nótese que usan volatilidad ex ante). Se estima que el alto nivel de incertidumbre llegó a distorsionar la valoración de acciones y opciones y, por ende, sus medidas implícitas y luego su relación con los retornos esperados de acciones. Dado lo anterior, la volatilidad implícita como factor ha reducido su significancia y prima por riesgo desde su descubrimiento, probablemente por la época anormal de volatilidad del 2008 y/o la intensiva inversión en portafolios que siguiesen aquella estrategia así disipando la oportunidad de arbitraje.

En cambio, el riesgo de default aunque no logra ser premiado durante 1998-2011 sí lo es negativamente previo a la crisis financiera demostrando que caracteriza mejor el perfil riesgo-retorno de acciones que simplemente la volatilidad por I-CAPM. No obstante, no logra ser robusto cuando en el 2008 la industria financiera fue la causante y más afectada por la crisis así distorsionando su capacidad de explicar las diferencias de retornos, quizás explicado por la menor oferta de crédito de los bancos a empresas (Mac an Bhaird, 2013), considerado el recurso financiero externo más importante (Beck, 2008).

Los portafolios de cobertura construidos con exposición a las variables implícitas de opciones usadas en esta investigación no logran todos a tener *spreads* notorios y significativos en el corte transversal de retornos esperados. Aunque sí abre espacio para generar portafolios de inversión basados en medidas de default, como también darle clausura a la correlación agregada como factor explicativo en la sección cruzada durante 1998 y 2011.

El documento está organizado en secciones de la siguiente manera: la Sección 2 presenta el marco teórico de los modelos empleados y variables estimadas con su respectiva literatura; Sección 3 muestra las fuentes de data, detalles técnicos de estimación de variables y estadísticos descriptivos; Sección 4 ahondará en la metodología aplicada; Sección 5 exhibirá los resultados obtenidos en cada uno de sus subcapítulos; la Sección 5 concluirá los principales resultados del estudio; y la Sección 6 discutirá y propondrá trabajos fuera del alcance de esta investigación.

## **2 Marco Teórico**

En general, los inversionistas participan dinámicamente en mercados financieros por largos periodos de tiempo. A su vez, las oportunidades de inversión varían en el tiempo dado a cambios en las expectativas de riesgo futuro; y si aquel riesgo fuese de pérdidas (*downside risk*, por su denominación en inglés) sería deseable cubrirse ante él. Por lo tanto, estructurando este comportamiento con el modelo intertemporal de valorización de activos financieros (I-CAPM, por sus siglas en inglés) de Merton (1973) y Ross (1976), inversionistas buscan maximizar los retornos de sus portafolios sujetos a su perfil de riesgo reconociendo que hay variables de estados a considerar en su toma de decisiones. Son justamente las innovaciones de estas variables que encarnan los cambios en las oportunidades de inversión futura reflejada por la covarianza condicional entre este último y los retornos de activos disponibles.

Siguiendo la línea de argumentación de Ang et al. (2006), la versión de Campbell (1993 y 1996) del I-CAPM<sup>1</sup> muestra que cuando el agente representativo es más averso al riesgo que la función utilidad logarítmica aquellos activos que covarían positivamente con buenas noticias sobre retornos esperados futuros de mercado tienen retornos más altos en promedio. Estos activos exigen una prima por riesgo porque reducen la capacidad del consumidor de cubrirse ante el deterioro de las oportunidades de inversión. No obstante, el marco conceptual de Campbell se basa en homocedasticidad y, por ende, no hay un rol directo en las fluctuaciones, o llámese innovaciones, de volatilidad agregado de mercado para afectar las rentabilidades esperadas de activos.

Así, Chen (2002) extiende el modelo de Campbell (1993 y 1996) a un contexto heterocedástico que permite covarianzas variable en el tiempo y volatilidad estocástica de mercado. Chen luego demuestra que inversionistas aversos al riesgo también quieren cobertura ante cambios de volatilidad de mercado futura ya que su mayor valor representa una deterioración de las oportunidades de inversión. Entonces, la rentabilidad esperada de un activo depende de tres cosas: el riesgo de retorno de mercado, cambios en los pronósticos futuros de retornos de mercado y en cambios en las expectativas de volatilidad de mercado futura. Consecuentemente, para inversionistas más reacios al riesgo que la función utilidad logarítmica aquellos activos que tienen una covarianza positiva entre sus

---

<sup>1</sup> Nieto (2001) en “Los modelos multifactoriales de valorización de activos: Un análisis empírico comparativo”, explica de manera complementaria el modelo I-CAPM.

retornos y una variable que positivamente pronostica expectativas futuras de volatilidad de mercado causa que dicho activo tenga un retorno esperado más bajo. Es decir, aquellos activos serán demandados como cobertura al deterioro de las oportunidades de inversión y, por ende, se les exigirá menores retornos para incorporarlos en sus carteras. Este efecto surge porque inversionistas aversos al riesgo reducen su consumo actual para aumentar sus ahorros previsionales en activos así ante la presencia de mayor incertidumbre del retorno de mercado.

Por lo tanto, motivado por estos modelos multifactoriales, en principio se estudiará cómo la exposición al riesgo sistemático de volatilidad es premiada en la sección cruzada de los retornos esperados de acciones, y luego se extenderá a otras variables de riesgo sistemático. En fin, un modelo verdaderamente condicional de lo anterior podría tomar la siguiente forma:

$$r_{t+1}^i = \alpha_t^i + \beta_{m,t}^i (r_{t+1}^m - \gamma_{m,t}) + \beta_{v,t}^i (v_{t+1} - \gamma_{v,t}) + \sum_{k=1}^K \beta_{k,t}^i (f_{k,t+1} - \gamma_{k,t}), \quad (1)$$

Donde  $r_{t+1}^i$  es el exceso de retorno del activo  $i$  sobre la tasa libre de riesgo  $Rf$ ,  $\beta_{m,t}^i$  es el coeficiente regresor del exceso de retorno de mercado,  $\beta_{v,t}^i$  es la sensibilidad del activo riesgo de volatilidad, y los  $\beta_{k,t}^i$  para  $k = 1, \dots, K$  representan los coeficientes regresores de otros  $K$ -factores de riesgo. La media condicional del mercado y de la volatilidad agregada son denotados por  $\gamma_{m,t}$  y  $\gamma_{v,t}$ , respectivamente, mientras que el de los demás  $K$ -factores por  $\gamma_{k,t}$ .

En el modelo condicional completo de la ecuación (1), los coeficientes regresores, medias condicionales y primas por riesgo de los factores varían en el tiempo. Además, el modelo está escrito en términos de innovaciones de factores tal que  $r_{t+1}^m - \gamma_{m,t}$  representa la innovación de retorno de mercado,  $v_{t+1} - \gamma_{v,t}$  la innovación de riesgo agregado de volatilidad, y la innovación de los otros factores por  $f_{k,t+1} - \gamma_{k,t}$ . Las innovaciones representan *shocks* o información nueva e inesperada de las variables. Así, en equilibrio, la media condicional del activo  $i$ -ésimo está dado por:

$$\alpha_t^i = \mathbb{E}_t[r_{t+1}^i] = \beta_{m,t}^i \lambda_{m,t} + \beta_{v,t}^i \lambda_{v,t} + \sum_{k=1}^K \beta_{k,t}^i \lambda_{k,t}, \quad (2)$$

Donde  $\lambda_{m,t}$  es la prima por riesgo del factor de mercado,  $\lambda_{v,t}$  del factor de riesgo agregado de volatilidad, y  $\lambda_{k,t}$  de los demás  $K$ -factores. Nótese que solamente si el factor es transado su media condicional equivale a su prima por riesgo condicional.

Ahora bien, el modelo verdadero de la ecuación (1) es inviable de examinar ya que la verdadera combinación de factores explicativos es incierta y sus respectivos coeficientes condicionales verdaderos no son observables. Por lo tanto, no se usará directamente la ecuación (1), sino que un modelo más simplificado tal que se pueda examinar cómo activos con diferentes coeficientes regresores de las medidas implícitas de riesgo agregadas tienen diferentes retornos promedios.

## **2.1 Alternativas a la Volatilidad en I-CAPM**

No solo la volatilidad agregada puede pronosticar las oportunidades de inversión futuras, sino que también la correlación. Según Goetzmann, Li y Rouwenhorst (2005) tanto la correlación de activos como los beneficios de diversificación para reducir los riesgos idiosincráticos varían en el tiempo. Krishnan, Petkova y Ritchken (2008) explican que si las oportunidades de diversificación se deterioran en los estados de la economía que más se necesitan, a los inversionistas les gustaría cubrirse ante estos estados. En consecuencia, si la correlación es efectivamente un factor de riesgo sistemático los inversionistas demandarían aquellas acciones que ofrezcan altos pagos en estados de alta correlación de activos, y pagarían una prima por ellas. Esto se resalta en el trabajo de Krishnan et al. (2008) que empíricamente demuestra que la correlación sistemática tiene una prima por riesgo negativo en el corte transversal.

Últimamente, siguiendo la lógica anterior se espera probar que la probabilidad de default (POD, por sus siglas en inglés) agregado, como medida de riesgo del mercado tiene una relación negativa, y significativa, con respecto a los retornos esperados de las acciones. Este razonamiento se fundamenta en que si la economía está sufriendo de una crisis financiera, debiese verse reflejado en un elevado POD agregado, un *proxy* del riesgo de default del mercado. Por lo tanto, acciones que tienen una alta y positiva sensibilidad al factor de riesgo del POD agregado se comportarían deseablemente en estos malos estados de la economía, es decir, ofrecen mayores retornos en el corto plazo. Ahí, inversionistas aversos al riesgo podrían amortiguar la deterioración del valor de sus portafolios al diversificarse en estas acciones. Estos activos en específico serán altamente demandados haciendo subir su precio por equilibrio de oferta y demanda. Lógicamente, esto se reflejará en la reducción de sus retornos esperados en el próximo periodo y, por ende, una relación negativa entre POD agregado y rentabilidad esperada.

Además, se recalca que tanto la correlación entre activos como la POD de una empresa por el enfoque de riesgo de crédito de Merton (1974) se basan en la volatilidad de acciones, abriendo la posibilidad que estas medidas procesan la información de la varianza tal que expliquen mejor los retornos esperados de acciones.

## **2.2 Medidas Implícitas por Opciones de Acciones**

Según I-CAPM pueden haber variables de estado que describan mejor las oportunidades de inversión, por ejemplo por instrumentos financieros que son inherentemente predictivos: las opciones. Se justifica extraer información sobre precios de equilibrio de mercado de opciones ya que estos últimos tienen la ventaja de incorporar las expectativas futuras de los inversionistas. Éstos siendo apuestas informadas al futuro sobre el valor de las acciones o índices de mercado logran asimilar más información que solamente las fluctuaciones de éste último. La literatura sugiere que los precios de opciones reflejan las expectativas de los agentes de mercado y, por ende, las distribuciones subjetivas y agregadas de los inversionistas como lo estudia Bates (1991). Además, contienen información que no es completamente captada por los precios bursátiles históricos ya que éstos a veces contienen inercia tal como lo explica Buss y Vilkov (2011). Entonces, al

estimar medidas agregadas a través de opciones, no existiría el dilema de escoger entre usar largas series de tiempo para obtener estimaciones precisas ni tampoco ventanas de tiempo cortos que reproduzcan las estimaciones condicionales en vez de las incondicionales.

Tal como se describió previamente, se busca estudiar los efectos de ciertos factores sistemáticos que son implícitos de opciones en el corte transversal de los retornos esperados desde enfoques neutrales al riesgo. Para eso, se examinarán tres *proxies* a estos factores en particular que figuran en letra negrita.

La **Volatilidad Implícita** representa la volatilidad, originalmente como input del modelo de valorización de opciones de Black y Scholes (1973), que es extraída al aplicar el proceso inverso de valorización desde el precio de mercado de una opción. Ahora bien, para reflejar la volatilidad implícita de mercado se puede usar como *proxy* un índice de mercado: el S&P100, que representa las 100 acciones de empresas más transadas y de mayor capitalización bursátil de Estados Unidos de América. Al fin y al cabo, la volatilidad implícita de opciones simboliza la expectativa agregada de la volatilidad futura de la rentabilidad del mercado.

La **Correlación Implícita** es la expectativa de la correlación futura de todo el mercado, implicado por el precio de opciones de un índice de mercado y de sus constituyentes al tiempo de madurez de dichas opciones. Es decir, agrega las correlaciones por pareja futura del índice de mercado S&P100 con respecto a todos sus constituyentes, ponderados por su capitalización bursátil. Por lo tanto, logra reflejar cual es el grado en que los activos de mercado se mueven conjuntamente, e interpretado como barómetro del nivel de diversificación del riesgo idiosincrático que disponen las carteras de inversión. Aquella medida es fundamentada por la metodología de Martin (2011) y, para efectos de esta investigación, elaborada por Valenzuela (2014). Los detalles teóricos de su construcción se pueden revisar en el apéndice **9.1 Medida de Correlación Implícita de Martin (2011)**.

La **Probabilidad de Default Implícita** intenta cuantificar el grado de certeza que una empresa, extrayendo información de opciones sobre su acción, cese de pagar parte o todas sus deudas al tiempo de madurez de dichas opciones. Basándose desde el enfoque estructural de riesgo de crédito de Merton (1974) al balance financiero de una empresa, uno puede asumir que la firma cae en bancarrota si el valor de sus activos es menor que el de sus pasivos suponiendo que se financia con deuda y patrimonio. Entonces, aquella POD es recuperada desde el valor de la acción que puede ser interpretada como una opción call sobre los activos de la empresa siendo la deuda su precio de ejercicio.

Cuando las firmas se financian con deuda pagan una prima sobre la tasa de interés libre de riesgo que es proporcional a su POD para compensar a los acreedores por esta incertidumbre de pago. Al contrario de los dueños del patrimonio, los prestamistas tienen prioridad de pago sobre los activos de la empresa si este cae en default, es decir *senior claim*, así amortiguando sus pérdidas y dejando el valor residual, si es que queda, para los accionistas. Por ende, es aún más importante para los inversionistas de acciones hacer un

análisis de riesgo de default, tal que la POD se cree explicar, en parte, la varianza de los retornos esperados.

En la corriente académica de la modelación de riesgo de default, recientemente ha interesado la metodología de Capuano (2008) y modificado por Vilsmeier (2011) que usa como *proxy* la Probabilidad de Default implícita por Opciones (iPOD, por sus siglas en inglés) de acciones. El modelo tiene la particularidad de ser altamente flexible ya que no asume una distribución de densidad a priori para el valor de los activos ni una barrera de default como el modelo de Merton (1974) aunque se basa en él, sino que intenta recuperar la distribución real mediante la data de opciones sobre acciones disponibles. En fin, iPOD logra extraer las expectativas de mercado de la POD de una firma. Para mayor información sobre la metodología se recomienda revisar el apéndice **9.2 Modelo de Probabilidad de Default implícita de opciones de Capuano (2008) modificado por Vilsmeier (2011)**.

Cabe destacar que la importancia de usar el marco teórico del iPOD sobre otros que miden riesgo de default se debe a que procesa información de mercado significativamente más rápido que los modelos tradicionales contables de análisis de riesgo. Las fluctuaciones de precios de mercado de opciones son prontamente incorporadas para generar PODs en tiempo real, no así las clasificadoras de riesgo con los ratings corporativos aunque cada vez más se complementan con medidas cuantitativas de mercado. El análisis de riesgo que realizan éstas sobre los estados financieros de una empresa se basa en valores libro e información histórica y, por ende, un enfoque retrógrado para predecir default a futuro. También usan una escala ordenada de ranking relativo donde sus definiciones de rating evolucionan en el tiempo, siendo así una medida poco constante y estructurada para estimar cuantitativamente retornos esperados según explican Hamilton, Munves y Sun (2012). Es decir, las principales limitantes de los modelos basados netamente en la contabilidad, o dígase valor libro, es su incapacidad de modelar correctamente el comportamiento no-lineal del riesgo crédito anticipándose a periodos de default o crisis, ni tampoco levantan información financiera crucial a tiempo dada la espaciada periodicidad de su disponibilidad sea mediante estados financieros trimestrales, análisis razonados mensuales o según eventos públicos de riesgo crédito.

Ahora bien, medidas de riesgo de default usando información de mercado como los *spreads* de seguros contra impagos de deuda (Credit Default Swaps<sup>2</sup>, por su nombre en inglés y abreviado como CDS) también pueden ser utilizados para anticipar estrés financiero de una firma. No obstante, según Matros y Vilsmeier (2013), los CDS varían en el tiempo y entre firmas además de asumir tasas arbitrarias de recuperación haciendo que sea más difícil de interpretar comparaciones entre empresas. Segundo, sus resultados muestran que el iPOD fue superior en identificar oportunamente bancos de alto riesgo durante la crisis financiera del 2008.

---

<sup>2</sup> Un CDS es un contrato donde el asegurado le paga primas periódicas al asegurador a cambio de compensación en caso de que una entidad de referencia cese de pagar sus deudas u obligaciones.

Finalmente, las tres medidas implícitas de mercado previamente descritas se introducirán, independientemente, al modelo de I-CAPM desde sus innovaciones para explicar los cambios de las oportunidades de inversión sobre los retornos esperados. Por ende, la primera diferencia es un *proxy* adecuado para reflejar los factores de riesgo de volatilidad, correlación y probabilidad de default respectivo que se caracterizarán en la próxima sección.

### 3 Data

Esta sección describirá las fuentes y variables utilizadas en la investigación que abarcan el horizonte de estudio entre el 2 de enero 1998 hasta el 31 de diciembre 2011 (3,523 días transables o, equivalentemente, a 168 meses), exceptuando la Correlación Implícita que solo considera información hasta diciembre 2010 (3,271 días transables o, equivalentemente, a 156 meses). La base de datos dispone de información de opciones, acciones, portafolios, índices de mercado y tasas provenientes de varios instrumentos financieros de Estados Unidos de América. La mayoría de la data fue extraída de CRSP, OptionMetrics, y desde páginas web oficiales de los investigadores que disponen de los portafolios de factores que se usarán en este documento. Las fuentes se detallarán en profundidad en los siguientes subcapítulos. Finalmente, cabe destacar que todos los precios están denominados en dólares estadounidenses y la data está en frecuencia diaria y mensual, a menos que se explicita lo contrario.

#### 3.1 Medidas Implícitas de Opciones de Acciones

Para reflejar **Volatilidad Implícita** se extenderá el estudio de Ang et al. (2006) y se usará el índice *VXO* siendo la volatilidad extraída de ocho put y calls americanas tipo *at-the-money* sobre el índice S&P100 con madurez de un mes. Información diaria desde el 2 de enero 1998 al 31 de diciembre 2011 sobre la muy transada *VXO* se obtuvo del Chicago Board of Options Exchange (CBOE, por sus siglas en inglés), quien la creó y dispone públicamente. Ahora bien, el uso del *VXO* por sobre el *VIX* (otra medida emitida por el CBOE posterior al *VXO* que representa volatilidad implícita, pero sobre el índice S&P500) se debe principalmente a replicar fielmente los resultados de Ang et al. (2006) entre los años 1986-2000 con la misma medida, y así revisar si los códigos de la metodología empleada en este documento eran correctos. Luego, ver si el mismo factor sistemático da resultados similares para un horizonte de tiempos más actual como los años 1998-2011. Para mayor detalle sobre los métodos de estimación del *VXO* y *VIX* se recomienda ver Carr y Wu (2006).

En el caso de la **Correlación Implícita**, se elaboró con información de opciones diarias entre el 2 de enero 1998 y 31 de diciembre 2010<sup>3</sup> del índice S&P100 y sus constituyentes obtenidos por OptionMetrics. Se extrajo de la base de datos precios de ejercicios, tiempos

---

<sup>3</sup> La medida de correlación sistemática fue dispuesta por Marcela Valenzuela (2014) sujeto a ese intervalo de tiempo.

de expiración, precios de cierre para tanto opciones puts como calls. Los precios de cierre de acciones de los constituyentes provienen del CRSP. En fin, se estimó una serie de tiempo diaria de correlación sistemática implícita por opciones con tiempo de madurez de un mes. Su uso se basa principalmente en el análisis de series de tiempo, no corte transversal, donde Valenzuela (2014) logra evidenciar que la correlación implícita agregada mantiene tiene su poder predictivo incluso en épocas de crisis financiera, no así la correlación histórica agregada.

Para tener una **Probabilidad de Default Implícito** que represente el mercado se agregó los PODs de la industria financiera estadounidense. Específicamente, a 92 consorcios bancarios representativos de la industria que emiten opciones sobre sus acciones (listado de empresas consideradas están en la Tabla 1, e incluye firmas que declararon bancarrota durante la crisis financiera del 2008). Se decidió usar los consorcios bancarios dado su alta permeabilidad en la economía, sea ofreciendo servicios de crédito o facilitando la apertura en bolsa a las demás empresas. Fasnacht y Louberge (2007) incluso explican que la industria financiera es uno de los sectores más correlacionados con los movimientos de la economía nacional. A las firmas se les calculó individualmente sus PODs y luego fueron agregados ponderando por su capitalización bursátil, así obteniendo una medida artificialmente sistemática que le da más peso a aquellas empresas grandes enfatizando su permeabilidad en la economía. Cabe destacar que el promedio simple del logaritmo de la capitalización bursátil de los 92 consorcios bancarios es de 6.33, mientras que de los 15,904 activos de testeos, explicados más adelante, es de 6.34. Es decir, al menos en tamaño son iguales.

Siguiendo el modelo iPOD de Capuano-Vilsmeier (2008 y 2011), se obtuvo información similar de opciones americanas por OptionMetrics tal como para la correlación implícita, pero solo sobre calls. Además, se extrae el interés abierto siendo el número total de contratos de opciones pendientes (que no han sido entregados o cerrados) en un día particular.

Para estimar una serie de tiempo diaria entre enero 1998 y diciembre 2011 de la probabilidad de default individual solo se usaron calls con madureces mayores a 5 meses ponderando por su interés abierto<sup>4</sup>. El procedimiento previo es para asegurar resultados robustos y estables (ver Vilsmeier (2011), Matros y Vilsmeier (2013) y Zer (2015)). Esto logra usar en promedio opciones con tiempos de expiración de 8 meses aproximadamente, es decir, los iPODs se interpretan como la expectativa de mercado sobre la probabilidad de que la firma caiga en bancarrota durante los próximos 8 meses. Esta aclaración es clave en el análisis de los resultados sobre las ventanas de estimación explicado en la sección de **4.2.1 Ventanas de Estimación**.

### **3.2 Activos de Testeo**

Los activos donde se validarán las regresiones condicionales son todas las acciones públicas listadas en las bolsas de valores estadounidenses de AMEX, NASDAQ y NYSE

---

<sup>4</sup> Las iPODs individuales fueron conseguidos por Ilknur Zer (2014-2015) sujeto a ese intervalo de tiempo.



que fueron extraídos del CRSP. Un total de 15,904 empresas fueron utilizadas donde se extrajo de la base de datos precios de cierre o promedio del precio “Bid/Ask” de acciones, número de acciones comunes en circulación, retornos simples de precio de acciones ajustados por dividendos y el retorno simple del índice de mercado S&P100.

Cabe destacar que se excluyeron aquellas acciones que tenían en total menos de 30 observaciones durante el horizonte de estudio. Esto se debe a que se exige un mínimo de 15 observaciones para la ventana de estimación y otras 15 para la ventana de testeo del periodo inmediatamente después.

### **3.3 Factores de Control**

Todos los factores descritos a continuación han sido estudiados y referenciados por la literatura financiera como capaces de explicar la diferencia de retornos esperados en el corte transversal. Por esa razón serán usados como de control para comprobar si las medidas implícitas propuestas también lo sean ante su presencia.

La mayoría de los factores de riesgo, o portafolios de cobertura sorteados en una característica propia de las acciones, especialmente del modelo de tres factores de Fama y French (1993) provienen de la página web oficial de *Kenneth French’s Online Data Library* en frecuencia diaria y mensual:

- Tasa libre de riesgo (*Rf*): Representada por la tasa del bono T-Bill de madurez a un mes de la Tesorería de Estados Unidos.
- Factor de “Exceso de Mercado” (*EMKT*).
- Factor de “Tamaño” (*SMB*).
- Factor de “Valor” (*HML*).

Para ahondar sobre el modelo el modelo de Fama-French (1993), denotado ahora en adelante como FF-3, se aconseja revisar el apéndice **9.3 Modelo de tres factores de Fama y French (1993)**.

En su página también se extraerá el factor ya construido de “Momento” (*UMD*, sin embargo se denotará como *MOM* en este documento) de Jegadeesh y Titman (1993) que representa el exceso de retornos promedio de un portafolio que se va largo en acciones de empresas con alto promedio histórico de retornos previos y cortos en acciones con bajos promedios.

Se obtendrá de la página oficial de Lubos Pastor información mensual sobre el factor de riesgo de Liquidez (*LIQ*) de Pastor y Stambaugh (2003) representando el flujo de órdenes de compra/venta de acciones. Este factor es construido como el exceso de rentabilidad de acciones promedio ponderado según capitalización bursátil sorteados por positiva sensibilidad de liquidez menos aquellas con negativa. Aquí se utiliza las innovaciones de nivel del factor de liquidez tal como lo hace Ang et al. (2006).

Para mayor detalle en la construcción de los factores de riesgo se recomienda acudir a las páginas oficiales de los autores.

### 3.4 Estadísticos Descriptivos

Todas las variables implícitas de opciones pueden ser entendidas como medidores y expectativas del mercado de cómo está la economía en su totalidad. Mayor volatilidad del mercado (expresado por  $VXO$ ) es síntoma de crisis financieras y deterioración de las oportunidades de inversión. Mayor correlación agregada (expresado por  $IC$ ) implica que el estado de la economía tiene menos posibilidades de diversificar las carteras de inversión, y concuerda con las épocas de recesión según Krishnan et al. (2008). Por último, a mayor probabilidad de default implicado por opciones (expresado por  $IPOD$ ) trae consigo estados de turbulencia en los mercados bursátiles (ver Matros y Vilsmeier (2013)). Así, las tres medidas implícitas se teorizan que tienen una relación negativa con el bienestar de la economía.

Lo anterior se refleja en la data al observar las diferencias de los momentos estadísticos entre la muestra completa 1998-2011 (hasta 2010 para correlación implícita) versus la submuestra de 1998-2007, que excluye la crisis financiera del 2008. Al revisar los paneles de la Tabla 2, se destaca que las medias y desviaciones estándar diarios de cada medida aumentan si se les incluye la crisis 2008. Las Figura 1 grafican de mejor manera este comportamiento especialmente en las crisis dot-com del 2000 y *subprime* del 2008; solo la correlación implícita no cambia notoriamente entre épocas. Aunque a primera vista para no se observa volatilidad notoria de la POD en la Figura 1 en épocas sin crisis, esto se explica por el nivel imperceptible ya que está expresado en términos porcentuales. No obstante, al contemplar el último gráfico de la Figura 1, que es el mismo  $IPOD$  pero en términos logarítmicos en base 10, se logra apreciar una mayor difusión de la medida de default. Esta transformación logarítmica ayuda a comparar sus movimientos al re-escalar sus valores extremos.

Las correlaciones diarias por pareja entre los factores implícitos son todos mayores a 0.3, corroborando la afirmación que la correlación y la POD se basaban en la volatilidad y se mueven similarmente según la Tabla 3.

Ahora bien, por el modelo de I-CAPM las regresiones condicionales del corte transversal utilizan las **innovaciones** de las medidas propuestas. Esto se debe a que las innovaciones representan los cambios en las expectativas de los factores de riesgo; elemento clave a la hora de valorizar acciones según el modelo. Así, las primeras diferencias diarias serán ocupadas como *proxy*, es decir,

$$\Delta VXO_t := VXO_t - VXO_{t-1}$$

$$\Delta IC_t := IC_t - IC_{t-1}$$

$$\Delta IPOD_t := IPOD_t - IPOD_{t-1}$$

Considérese las primeras diferencias de volatilidad, correlación y probabilidad de default (i.e.  $VXO$ ,  $IC$  e  $IPOD$ ) como  $\Delta VXO$ ,  $\Delta IC$  y  $\Delta IPOD$ , respectivamente. Las Tablas 2 y 3 muestran sus momentos estadísticos, correlaciones y en las Figura 2 se visualizan sus series de tiempo respectivos.

Para comparar los factores de control con las innovaciones de las medidas se usan las diferencias *mensuales* de las medidas ya que el factor de liquidez *LIQ* no está disponible en frecuencia diaria. Cabe destacar que  $\Delta VXO$  es muy negativamente relacionado con el factor de mercado *EMKT* y muy positivamente con  $\Delta IC$  reflejado en las matriz de correlación del Panel A de la Tabla 4. De manera reducido lo mismo ocurre para  $\Delta IC$ , no así el caso de  $\Delta IPOD$  que además es el que menos covaría entre todos los factores. El comportamiento de este último puede ser debido a su baja variabilidad.

## 4 Metodología

Esta sección explicará los fundamentos y aplicaciones de varias herramientas econométricas utilizadas para descubrir la relación entre las variables estudiadas y los retornos de acciones.

### 4.1 Regresiones Condicionales de Pre-formación

A continuación, se describirá si hay indicios de que los factores de riesgo sistemáticos representados por medidas implícitas obtenidas de opciones puedan explicar el corte transversal de los retornos esperados.

El objetivo es verificar si acciones con distintas sensibilidades a innovaciones de riesgo agregado tienen diferentes rentabilidades promedios. Para medir estas sensibilidades se reducirá la dimensionalidad de la ecuación (1) a solo dos factores inicialmente, el factor de “Mercado” (*EMKT*) y de la medida implícita. Este modelo anidado de dos factores es una configuración comúnmente asumido en varios estudios de valoración de opciones estocásticas (ver Heston (1993), Ang et al. (2003 y 2006), modelo anidado de Chang, Christoffersen y Jacobs (2013)). Chen (2002) argumenta que al controlar por el factor de mercado cualquier otro factor que refleje cambios en las oportunidades de inversión debiese pronosticar retornos de mercado futuro o volatilidad de mercado futuro. Por ende, las siguientes regresiones condicionales con data diaria se estimarán mes a mes con el factor de mercado y, respectivamente de manera independiente, con las innovaciones de las medidas agregadas de Volatilidad Implícita ( $\Delta VXO$ ), Correlación Implícita ( $\Delta IC$ ) y la Probabilidad de Default implicado por opciones ( $\Delta IPOD$ ):

$$r_t^i = \beta_0 + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \beta_{\Delta VXO}^i \Delta VXO_t + \varepsilon_t^i \quad (3.1)$$

$$r_t^i = \beta_0 + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \beta_{\Delta IC}^i \Delta IC_t + \varepsilon_t^i \quad (3.2)$$

$$r_t^i = \beta_0 + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \beta_{\Delta IPOD}^i \Delta IPOD_t + \varepsilon_t^i, \quad (3.3)$$

Donde el lado izquierdo de las ecuaciones (3) está el exceso de retornos del activo *i*-ésimo representado por  $r_t^i$ , sobre la tasa libre de riesgo *Rf*. Luego, *EMKT* representa el factor de mercado y  $\beta_{EMKT}^i$  su coeficiente regresor. Finalmente,  $\Delta VXO$ ,  $\Delta IC$  y  $\Delta IPOD$  reflejan las innovaciones de las medidas implícitas de Volatilidad, Correlación y Probabilidad de Default agregada con sus respectivas sensibilidades  $\beta_{\Delta VXO}^i$ ,  $\beta_{\Delta IC}^i$  y  $\beta_{\Delta IPOD}^i$  sobre la firma *i*.

Estudios empíricos previos han sugerido que existen otros factores de riesgo que tienen poder explicativo en la sección cruzada de los retornos aparte del “Mercado” de CAPM tales como de “Tamaño” o “Valor” de Fama y French (1993), de “Momento” de Jegadeesh y Titman (1993) o de “Liquidez” de Pastor y Stambaugh (2003). Sin embargo, no se controlarán por ellos en las ecuaciones (3) ya que generarían mucho ruido al construir los portafolios sorteados en las regresiones condicionales. Más adelante sí se controlarán por ellos en las regresiones incondicionales de pos-formación.

Los activos sobre los cuales se harán el testeo son todas las acciones públicas listadas en AMEX/NASDAQ/NYSE con más de 15 observaciones por mes, por ende, lo suficientemente dispersos en exposición a las innovaciones de las medidas agregadas. Estos activos serán ordenados de manera creciente por la sensibilidad de la innovación estimada  $\beta_{\Delta j}^i$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$ , respectivamente, según las ecuaciones (3) sobre el mes pasado usando data diaria. Al final de cada mes, los activos ordenados serán sorteados en  $p = 1, \dots, 5$  quintiles (de menor a mayor  $\beta_{\Delta j}$ ) y ponderados por su capitalización bursátil dentro de cada quintil. Inicialmente, se usan ventanas de estimación de un mes ya que se considera lo suficientemente corto para estimar con precisión los coeficientes condicionales en un contexto de variabilidad temporal (ver Pástor y Stambaugh (2003), Ang et al. (2006) y Lewellen y Nagel (2006), entre otros). Asimismo, las firmas que están en quintil 1 (5) tienen los coeficientes beta pre-ranking  $\beta_{\Delta j}$  más bajos (altos). Luego de construir los quintiles, o bien portafolios, se vinculan los retornos ex post de los activos sorteados para formar una serie de tiempo mensual de retornos pos-ranking para cada quintil. Luego, se itera el procedimiento moviendo la ventana de estimación de beta pre-ranking un mes hacia adelante. Entonces, se tendrán portafolios artificialmente contruidos tal que son ordenados a mayor beta de pre-formación para así estudiar los retornos de pos-formación de estos mismos.

Que los quintiles sorteados a mayor sensibilidad  $\beta_{\Delta j}$  al factor de riesgo  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$  tengan **menores retornos ex post promedio** y que la **diferencia de retornos de los quintiles extremos (es decir, el quintil 5 menos el quintil 1) sea significativo** es una condición necesaria, pero insuficiente para comprobar una explicación sistemática de riesgo. A lo más, anticipa su poder predictivo y qué tipo de resultados se verán cuando se valorizan las primas por riesgo de los factores en la siguiente sección de **4.6 Prima por Riesgo de Factores Sistemáticos**. Los estudios de Ang et al. (2003) y Chang et al. (2013) solo investigan hasta la condición necesaria previamente denotada. No obstante, este documento extiende lo anterior a modelos incondicionales como se explicará en la sección de **4.3 Requisitos para una Explicación de Factor de Riesgo** para ser más robusto y verificar la metodología de Ang et al. (2006). Luego, se exigirá cumplir como mínimo las condiciones destacada en negrita para llegar a la etapa final de la metodología de la valorización de la prima por riesgo.

## 4.2 Portafolios Sorteados por Exposición a Innovaciones de Factores Sistemáticos

En esta sección se desarrollarán tres modelos empíricos que siguen el mismo procedimiento previamente dicho. En cada caso se estimarán independientemente las ecuaciones (3) y se ordenarán los retornos de acciones en quintiles basados en las estimaciones de sus sensibilidades a las innovaciones de las medidas implícitas agregadas  $\beta_{\Delta j}$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$ , respectivamente. Primero, se construirán portafolios de activos basados en la sensibilidad de sus innovaciones a factores sistémicos, y luego se contrastarán los distintas rentabilidades promedios de éstos (ver Ang et al. (2006), Agarwal, Daniel y Naik (2009) y Chang et al. (2013)). También se hará el análisis similar en la horizonte de tiempo que excluye la crisis financiera de 2008, es decir, de 1998 hasta 2007 en la sección de **5.5 Resultados Exentos de la Crisis Financiera**. En fin, se investigará si el modelo I-CAPM de la ecuación (2) sigue rigiendo para los factores de riesgo sistemáticos investigados.

Por lo tanto, las Tablas 5-10 y 15 resumen varios estadísticos de los portafolios sorteados por  $\beta_{\Delta j}$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$  usando las ecuaciones (3) sobre la ventana de estimación previa, es decir, el mes pasado. La primera columna denota a qué quintil se refiere. En la segunda y tercera columna reportan, respectivamente, la media y desviación estándar de los retornos mensuales de los quintiles, no sus excesos. Bajo el título de “Coeficientes de Factores” de las mismas tablas, la primera columna denotado por “ $\beta_{\Delta}...$  Pre-form.” reporta la serie temporal de promedios mensuales del coeficiente  $\beta_{\Delta j}$  de pre-formación que es calculado al inicio de cada mes para cada portafolio  $p$ , ponderado internamente por su capitalización bursátil de sus constituyentes. Por construcción, los quintiles  $p$  están ordenados de menor a mayor beta de pre-formación  $\beta_{\Delta j}$ .

Las columnas “CAPM” y “FF-3” bajo el título de “Alfa de Jensen” de las mismas tablas presentan los coeficientes alfas mensuales estimados de las regresiones por series de tiempo (i.e. de manera incondicional, usando toda la serie de tiempo y no siendo estimado mes a mes) de cada quintil según los modelos CAPM (anidado de FF-3) y FF-3, respectivamente. Es un medida de desempeño ajustado por riesgo que determina los retornos anormales de un cartera de activos por sobre lo teóricamente esperado, sea por el modelo CAPM o FF-3 (ver Jensen (1967)). Si los modelos caracterizan perfectamente los retornos de los portafolios, estos alfas debiesen ser estadísticamente cero. Por ende, la existencia de alfas monotónicos entre los quintiles ordenados reflejará si las rentabilidades futuras no han podido ser explicados por los modelos clásicos de valorización financiera.

Estos alfas,  $\alpha_{CAPM}^p$  y  $\alpha_{FF-3}^p$ , son estimados para cada portafolio  $p = 1, \dots, 5$  usando las regresiones incondicionales de los modelos CAPM y FF-3 como factores de control con data diaria, respectivamente:

$$r_t^p = \alpha_{CAPM}^p + \beta_{EMKT}^p EMKT_t + \varepsilon_t^p \quad (4.1)$$

$$r_t^p = \alpha_{FF-3}^p + \beta_{EMKT}^p EMKT_t + \beta_{SMB}^p SMB_t + \beta_{HML}^p HML_t + \varepsilon_t^p, \quad (4.2)$$

Donde  $r_t^p$  es el exceso de retorno del portafolio sorteado  $p$  sobre la tasa libre de riesgo  $R_f$ , y  $\alpha_{CAPM}^p$  con  $\alpha_{FF-3}^p$  son los alfas diarios de cada modelo (4) y portafolio  $p$  respectivo. Los alfas diarios son multiplicados por 21 para así presentar alfas mensuales en términos porcentuales (ver Chang et al. (2013)) en las Tablas 5-10 y 15. Los alfas son calculadas para cada medida implícita  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$  de forma independiente.

Para medir la significancia de los retornos y alfas y se utiliza el estadístico t de Student calculado de data diaria de la siguiente manera,

$$t = \frac{r_t^p}{\sigma_{r_t^p} / \sqrt{T}}$$

Donde su valor estará representada en las Tablas 5-10 y 15 con corchetes bajo los retornos y alfas, donde se testea la significancia que retornos o alfas no sean estadísticamente cero. En caso de que las significancias estén por sobre el 95% nivel de confianza se resaltarán en negrita.

#### 4.2.1 Ventanas de Estimación

Los paneles inferiores de las Tablas 5-10 repiten el mismo análisis descrito en esta sección, sin embargo los betas son computados usando ventanas de estimación móviles de 3, 6 y 8 meses, en vez de un solo mes. Se denotan al lado izquierdo de las tablas con un “Pre=” y luego el número de meses como ventana de estimación. Esto cobra relevancia cuando las medidas implícitas de opciones extraen información de derivados con madureces superior al mes como el caso del *IPOD*. Dado que *VXO* y *IC* son estimados con opciones de madurez de un mes es consistente usar ventanas de estimación del mismo largo para ajustarse a la ventana de testeo posterior, es decir, al de los retornos ex post. Ahora bien, cabe recordar que para calcular el *IPOD* agregado se usaron opciones individuales con madureces por sobre 5 meses y en promedio de 8, aproximadamente. Entonces, la información de expectativas de probabilidad de default futura llega a sobrepasar excesivamente los retornos esperados a explicar del próximo mes si solo se usa el mes anterior para estimar los betas asociados al *IPOD*. Así, y coherente en los resultados, es teóricamente correcto usar ventanas de estimación más largas para el caso de *IPOD*. Esta robustez también se verá en la correlación implícita *IC* considerando que es una variable desconocida aplicado a una metodología nueva. Por otro lado, Ang et al. (2006) estudian la volatilidad implícita *VXO* y reportan que los resultados disminuyen en brecha y significancia, pero mantiene su monotonidad con ventanas de estimación más largas. Para ser consistente con las demás medidas también se analizará *VXO* con ventanas de estimación superiores a un mes.

### 4.3 Requisitos para una Explicación de Factor de Riesgo

Aunque a mayor beta de pre-formación de las innovaciones exista una monotonía decreciente entre los retornos promedios y alfas ex post de quintiles y que la diferencia de sus quintiles extremos llegan a ser significativas, ambas condiciones reflejan una validación débil a que aquella relación se debe al riesgo sistemático de las medidas implícitas dado que representan covarianza pasada. Si bien Ang et al. (2003) y Chang et al. (2013) se validan solo estimando resultados equivalentes a las columnas 1-6 de las Tablas 5-10 como criterio para luego calcular sus primas por riesgos sistemáticos, este documento extiende sus metodologías a modelos incondicionales. Es decir, para remediarlo se examinará la prima por riesgo dentro del marco conceptual de un modelo incondicional. Como requisito, el modelo factorial debiese tener un patrón **contemporáneo** entre los coeficientes regresores, es decir, las sensibilidades y los retornos promedios. Por ejemplo, según CAPM aquellos activos que tienen una alta sensibilidad a él, es decir, que covarían positivamente con el factor de mercado tienen, en promedio, altos retornos en el mismo periodo. Tal como Black, Jensen y Scholes (1972), Fama y French (1992 y 1993), Jagannathan y Wang (1996), Pástor y Stambaugh (2003) y Ang et al. (2006), todos construyen carteras usando criterios de pre-formación, no obstante examinan coeficientes regresores estimados sobre el periodo completo. Por lo tanto, es imperativo mostrar que los portafolios sorteados de las Tablas 5-10 también exhiban altos coeficientes ex post sobre las medidas implícitas de opciones en el mismo periodo usado para calcular los alfas **mensuales**.

Ahora bien, para construir los  $p$ -portafolios se usan los  $\beta_{\Delta j}^i$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$  para representar las innovaciones de las medidas implícitas de opciones, pero en una frecuencia diaria. No obstante, para la frecuencia mensual, tal como la frecuencia que se exponen los retornos ex post de los alfas reportados en las Tablas 5-10 y 15, usar el cambio de las medidas implícitas a nivel mensual es una imprecisa aproximación de las innovaciones mensuales. Esto se debe que a menores frecuencias el efecto de la media condicional de la medida implícita juega un rol importante en determinar el cambio inesperado de las expectativas de la medida en cuestión.

### 4.4 Portafolio Económico de Seguimiento de Factores

Por lo tanto, para superar el descalce de frecuencias de distintas medidas se seguirá a Breedon, Gibbons, Litzenberger (1989) y Lamont (2001). Este último explica que portafolios de seguimiento de variables económicas también pueden ser usados para medir primas por riesgo sistemático. Si los portafolios de seguimiento generan primas por riesgo, entonces las identidades de la variable económica generadora de los premios (por ejemplo, volatilidad, correlación o riesgo de default) pueden revelar, en un contexto de I-CAPM, qué variables de estado son determinantes en los retornos esperados de activos individuales.

Para medir la exposición ex post a las medidas implícitas en una frecuencia mensual se construirá un factor ex post que los imite. Éstos se llamarán “factores económicos de seguimiento” abreviados por *FVXO*, *FIC* y *FIPOD* que reflejen las medidas implícitas de volatilidad, correlación y probabilidad de default agregada, respectivamente. El factor de seguimiento es un portafolio de retornos de acciones que son máximamente correlacionados con las innovaciones realizadas de una medida implícita usando un set de activos como base. Es decir, representa un portafolio transable de cobertura (*hedge portfolio*, por su denominación en inglés) ante el riesgo de innovación sea de volatilidad, correlación o de default agregado.

Esta técnica permite examinar la relación contemporánea entre los coeficientes regresores (es decir, betas o sensibilidades) y los retornos promedios a cualquier frecuencia. Esto se realiza acumulando, o en otras palabras componiendo, los retornos diarios de la base de activos subyacentes usados para construir el factor de seguimiento a la frecuencia deseada (i.e. mensual). Es bastante más correcto e interpretativo aplicar esta técnica de portafolios económicos que estimar distintas medias condicionales para cada frecuencia de las medidas implícitas. Así, al construir este instrumento se confirmará si la alta exposición al riesgo sistemático (sea volatilidad, correlación o de default) es el causante de menores retornos esperados a mayor beta de pre-formación.

De manera independiente entre las medidas  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$ , se crea el factor de seguimiento  $F_j$  que imitará las innovaciones de cada medida implícita al estimar el coeficiente  $b_j$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$  de los  $p$ -quintiles en las siguientes regresiones con data diaria para cada ventana de estimación:

$$X_{j,t} = (r_{j,t}^1, r_{j,t}^2, r_{j,t}^3, r_{j,t}^4, r_{j,t}^5)', \quad \text{con } j = \{VXO, IC, IPOD\}$$

$$\Delta VXO = c + b'_{VXO} X_{VXO,t} + u_t, \quad (5.1)$$

$$\Delta IC = c + b'_{IC} X_{IC,t} + u_t, \quad (5.2)$$

$$\Delta IPOD = c + b'_{IPOD} X_{IPOD,t} + u_t, \quad (5.3)$$

Donde  $X_{j,t}$  representa el exceso de retornos de los activos base respectivo a cada  $\Delta j$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$ , es decir, el exceso de retornos de los quintiles  $r_t^p$  de la ecuación (4) sorteados por los betas de pre-formación  $\beta_{\Delta j}$  de la ecuación (3). Concluyendo en,

$$FVXO_t := \hat{b}'_{VXO} X_{VXO,t}$$

$$FIC_t := \hat{b}'_{IC} X_{IC,t}$$

$$FIPOD_t := \hat{b}'_{IPOD} X_{IPOD,t}$$

El coeficiente estimado  $\hat{b}_j$  de la regresión se interpreta como las posiciones, o pesos, de una cartera de inversión de costo-cero ya que es una combinación lineal de los retornos de los quintiles, donde  $\hat{b}'_j X_{j,t}$  equivale al factor  $F_j$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$  que refleja las



innovaciones las medidas implícitas. Entonces, los activos bases son por construcción un set de activos que tienen distintas sensibilidades a las innovaciones diarias pasadas de cada medida implícita. Luego, para cada ventana de estimación se compilan las regresiones (5) en una frecuencia diaria y se usan las estimaciones de  $b$  para producir el factor de seguimiento de la misma medida implícita dentro de la misma ventana.

Así, al construir el factor de seguimiento  $F_j$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$ , éstos pueden sustituir las medidas implícitas del modelo condicional descrito en la ecuación (3) como tal:

$$r_t^i = \beta_0 + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \beta_{FVXO}^i FVXO_t + \varepsilon_t^i \quad (6.1)$$

$$r_t^i = \beta_0 + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \beta_{FIC}^i FIC_t + \varepsilon_t^i \quad (6.2)$$

$$r_t^i = \beta_0 + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \beta_{FIPOD}^i FIPOD_t + \varepsilon_t^i, \quad (6.3)$$

Análogo a las ecuaciones (3) lo único que cambia son los factores de riesgo del modelo condicional:  $FVXO$ ,  $FIC$ ,  $FIPOD$  reflejando respectivamente a  $\Delta VXO$ ,  $\Delta IC$ ,  $\Delta IPOD$ , es decir, las innovaciones de las medidas implícitas de Volatilidad, Correlación y Probabilidad de Default con sus respectivas sensibilidades  $\beta_{FVXO}^i$ ,  $\beta_{FIC}^i$ ,  $\beta_{FIPOD}^i$  sobre la firma  $i$ .

Para verificar un modelo multifactorial como la ecuación (6) se debe mostrar patrones contemporáneos entre las sensibilidades y los retornos promedios. Si es que el riesgo a aquellos factores de seguimiento son efectivamente premiados negativamente, entonces acciones con una alta sensibilidad con  $F_j$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$  debiesen tener, en promedio, retornos bajos sobre el mismo periodo usado para estimar los  $\beta_{F_j}^i$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$ . No obstante, se debe destacar cierta salvedad al factor artificial  $F_j$ . Aunque éste nos permite estudiar la relación simultánea entre los coeficientes regresores y retornos promedios estando máximamente correlacionado con innovaciones ex post de las medidas implícitas, no es un portafolio invertible ya que es formada con información futura.

En la segunda columna debajo del título de “Coeficiente de Factores” de las Tablas 5-10 y 15, se presentan bajo el nombre “ $\beta F...$  Pre-form.” el promedio por serie de tiempo de las sensibilidades de pre-formación  $\beta_{F_j}$  del factor de seguimiento  $F_j$  que corresponden a cada uno de los  $p$ -portafolios sorteados en  $\beta_{\Delta_j}$  pasados (columna 6 de las mismas tablas).

#### 4.5 Regresiones Condicionales de Pos-Formación

Al usar criterios de pre-formación explicados en la sección **4.3 Requisitos para una Explicación de Factor de Riesgo** y que devuelvan resultados promisorios (por ejemplo, monotonía entre retornos ex post de quintiles al ordenar por exposición un factor de riesgo) aun así es ideal encontrar patrones de simultaneidad entre los retornos promedios y las sensibilidades ex post para llegar a demostrar una explicación sistemática. Esto conlleva a examinar la monotonía de los coeficientes condicionales de *pos-formación* de las innovaciones de las medidas implícitas. Éste se espera creciente tal como sus

sensibilidades de pre-formación a menor retorno ex post dada la hipótesis de primas por riesgo negativas.

Entonces, la penúltima columna de las Tablas 5-10 denotada por “ $\beta\Delta$ ... Pos-form.” reporta los coeficientes regresores de pos-formación  $\beta_{\Delta j}$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$  sobre el mes siguiente. Éstos son computados independientemente por medida implícita así: tal como los activos de testeo son ordenados por sus sensibilidades de pre-formación en el tiempo  $t$  según el capítulo **4.1 Regresiones Condicionales de Pre-formación**, se vincula al próximo mes, de  $t$  a  $t + 1$ , su rentabilidad diaria  $r_{t+1}^i$  (el mismo que luego constituirá los retornos ex post de quintiles de la columna 2 de las Tablas 5-10 y 15). Ahora bien, la diferencia recae en que se estima el coeficiente ex post  $\beta_{\Delta j}^i$  de la ecuación (3) de cada activo pre-sorteado, pero usando data diaria del próximo mes, es decir, de  $t + 1$ . Entonces, la penúltima columna de las Tablas 5-10 y 15 denotado por “ $\beta\Delta$ ... Pos-form.” representa el promedio de las series de tiempo de los betas de pos-formación de cada quintil de activos, no obstante sorteadas previamente por sus sensibilidades de pre-formación. Se espera que los nuevos betas estimados de pos-formación tengan la misma monotonía que los de pre-formación.

#### **4.5 Regresiones Incondicionales de Pos-Formación**

Asimismo, encontrando diferencias notorias entre los coeficientes de pos-formación  $\beta_{\Delta j}$  de los quintiles extremos (es decir, 5-1) es un requisito estricto que debiese validar ante un contexto de modelos factoriales condicionales como la ecuación (1). Sin embargo, para formar estimaciones precisas de los coeficientes condicionales en un contexto completamente condicional, se requiere de conocimiento previo de los instrumentos que manejan la varianza temporal de los betas, como también la completa especificación de los factores relevantes. Por ende, siguiendo la perspectiva de modelos incondicional de Ang et al. (2006), se examinará la prima por riesgo de las medidas implícitas exigiendo que los retornos promedios tengan una **covarianza incondicional** a los factores de riesgo agregado de las medidas implícitas. Este nuevo enfoque se sustenta en los estudios de Hansen y Richard (1987) que establecen que un modelo factorial incondicional eficiente implica la existencia de un modelo factorial condicional dado que los resultados del primero es un subconjunto del segundo. Tal como lo explican Ferson, Siegel y Xu (2005), lo anterior logra ser aún más enfatizado cuando se usan factores de seguimiento económico que son portafolios máximamente correlaciones con la variable a seguir.

Nótese que los alfas de Jensen (1967) de los modelos CAPM y FF-3 son estimados usando regresiones que miden exposición a factores incondicionales usando la muestra completa de la serie de tiempo de retornos pos-ranking. Por ende, para demostrar que los significativos *spreads* de los alfas de los quintiles son efectivamente explicados por exposición a las innovaciones de los factores implícitos de opciones, se debe exhibir que los quintiles tienen diferentes *spreads* pos-ranking en las sensibilidades de los factores implícitos sobre la **muestra completa en la misma frecuencia mensual** en que son construidos los retornos pos-ranking. Solamente promediar una serie de covarianzas

mensuales condicionales ex post no provee de una estimación precisa de la covarianza incondicional entre los retornos de los portafolios y el factor implícito de opciones.

Entonces, para examinar la exposición ex post al riesgo agregado de las innovaciones de las medidas implícitas consistentes a un modelo factorial, se estimarán los betas pos-ranking  $\beta_{Fj}^p$ , con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$ , sobre la muestra completa en frecuencia mensual, es decir, estimar las sensibilidades incondicionales.

Interesa también ver cuán robusto son los factores de riesgo estudiados en presencia de otros factores clásicos de modelos de valoración de activos financieros. Entonces, tal como en las secciones anteriores, se controlará por los efectos de “Mercado”, “Tamaño” y “Valor” usando los factores del modelo FF-3 de *EMKT*, *SMB* y *HML* respectivamente, pero aumentado en  $\{FVXO, FIC, FIPOD\}$  en las regresiones de pos-formación.:

$$r_t^p = \beta_0 + \beta_{EMKT}^p EMKT_t + \beta_{SMB}^p SMB_t + \beta_{HML}^p HML_t + \beta_{FVXO}^p FVXO_t + \varepsilon_t^p \quad (7.1)$$

$$r_t^p = \beta_0 + \beta_{EMKT}^p EMKT_t + \beta_{SMB}^p SMB_t + \beta_{HML}^p HML_t + \beta_{FIC}^p FIC_t + \varepsilon_t^p \quad (7.2)$$

$$r_t^p = \beta_0 + \beta_{EMKT}^p EMKT_t + \beta_{SMB}^p SMB_t + \beta_{HML}^p HML_t + \beta_{FIPOD}^p FIPOD_t + \varepsilon_t^p, \quad (7.3)$$

Donde los  $r_t^p$  son los excesos de retornos mensuales de los quintiles  $p = 1, \dots, 5$  sorteados por los coeficientes pre-ranking  $\beta_{\Delta j}$  de la ecuación (3). Al lado derecho de la ecuación (7) están los factores implícitos y de control con sus respectivas sensibilidades beta. La última columna de las Tablas 5-10 y 15 denotado por “SC  $\beta F \dots$  Pos-form.” muestra el promedio de la serie completa de los coeficientes regresores  $\beta_{Fj}^p$  de los factores de seguimiento de las innovaciones de las medidas implícitas para cada portafolio  $p$ .

#### 4.6 Prima por Riesgo de Factores Sistemáticos

Finalmente, luego de validar si los factores de riesgo estudiados son capaces de explicar las diferencias de rentabilidades en la sección cruzada de acciones ahora se busca cuantificar el premio por su exposición a ello. Para esto, la metodología empleada es la universalmente conocida de las regresiones de dos-etapas de Fama-Macbeth (1973) para testear modelos factoriales en el corte transversal. La metodología consiste en calcular regresiones de mínimos cuadrados ordinarios con los siguientes pasos<sup>5</sup>:

---

<sup>5</sup> Para mayor detalle sobre la metodología de las regresiones de dos-etapas de Fama-Macbeth revisar la explicación de J.C. Hsu en “Fama Macbeth Estimation”. Su referencia está en la sección

## 7 Trabajos Futuros

Una extensión interesante de esta investigación sería replicar el modelo IPOD de Capuano-Vilsmeier (2008 y 2011) a los constituyentes del S&P100 o S&P500, en vez de agregar IPODs individuales de consorcios financieros, y crear una medida sistemática verdaderamente de “mercado”. Aunque se esperaría resultados de comportamiento similar a lo visto en este documento, sí se cree que serían más significativos y menos

1. Identificar acciones según unas características propias, por ejemplo  $M$ -factores de riesgo  $F_{1,t}, \dots, F_{M,t}$ , que se piensan estar asociada a sus retornos y agruparlas en  $Q$ -portafolios de largo  $T$ -periodos según esas  $M$ -exposiciones.
2. Compilar para cada  $Q$ -portafolios regresiones a la serie de tiempo completa (i.e. de manera incondicional) de sus retornos  $r_t^q$  sobre los  $M$ -factores, obteniendo así los betas  $\beta_m^q$  respectivos a cada  $m$ -factor de riesgo y  $q$ -portafolio,

$$\begin{aligned}
r_t^1 &= \alpha^1 + \beta_1^1 F_{1,t} + \beta_2^1 F_{2,t} + \dots + \beta_M^1 F_{M,t} + \varepsilon_t^1 \\
r_t^2 &= \alpha^2 + \beta_1^2 F_{1,t} + \beta_2^2 F_{2,t} + \dots + \beta_M^2 F_{M,t} + \varepsilon_t^2 \\
&\vdots \\
r_t^Q &= \alpha^Q + \beta_1^Q F_{1,t} + \beta_2^Q F_{2,t} + \dots + \beta_M^Q F_{M,t} + \varepsilon_t^Q,
\end{aligned}$$

3. Estimar  $T$  regresiones de los retornos de portafolios sobre los betas estimados previos  $\hat{\beta}_m^q$  para cada periodo de tiempo  $t$ , y ver cuánto explica  $\lambda_m$  las diferencias de los betas de cada factor en la diferencia promedio de los retornos,

$$\begin{aligned}
r_1^q &= c_1 + \lambda_{1,1} \hat{\beta}_1^q + \lambda_{2,1} \hat{\beta}_2^q + \dots + \lambda_{M,1} \hat{\beta}_M^q + e_1 \\
r_2^q &= c_2 + \lambda_{1,2} \hat{\beta}_1^q + \lambda_{2,2} \hat{\beta}_2^q + \dots + \lambda_{M,2} \hat{\beta}_M^q + e_2 \\
&\vdots \\
r_T^q &= c_T + \lambda_{1,T} \hat{\beta}_1^q + \lambda_{2,T} \hat{\beta}_2^q + \dots + \lambda_{M,T} \hat{\beta}_M^q + e_T,
\end{aligned}$$

Entonces, para estimar el premio por riesgo  $\lambda_{Fj}$  con  $j = \{VXO, IPOD\}$  de los factores de seguimiento de las innovaciones de la Volatilidad Implícita ( $FVXO$ ) y la Probabilidad de Default implícita ( $FIPOD$ ) de Pre=8 respectivamente, primero se debe construir un set de portafolios de testeo lo suficientemente dispersos en sensibilidades a estos factores para que las regresiones del corte transversal tengan poder explicativo. Por ende, con data diaria de retornos ex ante de todas las acciones de EE.UU. se construyen  $Q = 25 = 5 \times 5$  carteras de inversión de acciones con sus retornos ex post mensuales sorteados por sus sensibilidades de pre-formación  $\beta_{EMKT}$  y  $\beta_{Fj}$  con  $j = \{VXO, IPOD\}$  de la siguiente manera:

1. Para lograr una suficiente dispersión en los coeficientes al factor de mercado, riesgo sistemático clave de I-CAPM según Chen (2002), al final de cada mes (o ventana

---

sesgados a la dinámica particular de la industria financiera que fue un actor clave en la crisis *subprime* del 2008.

En fin, aunque el riesgo de default no logra ser premiado al incluir la crisis financiera, debido a sus constituyentes, aun así muestra ser una medida interesante para inversionistas y reguladores, aplicable a otros índices de mercados o sus constituyentes.

## 8 Bibliografía.

de estimación) se sortean las acciones basados en sus valores de  $\beta_{EMKT}^i$  con respecto a sus retornos de pre-formación  $r_t^i$ . Éstas son estimadas mediante regresiones univariadas sobre el exceso de retorno de acciones ex ante  $r_t^i$  y el exceso de retorno del mercado  $EMKT_t$  usando data diaria de la ventana de estimación pasada,

$$r_t^i = \beta_0 + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \varepsilon_t^i,$$

2. De la misma manera, se computan las  $\beta_{Fj}^i$  con regresiones bivariadas sobre el exceso de retornos ex ante de acciones  $r_t^i$  usando data diaria de la ventana de estimación pasada como de las ecuaciones (6.1) y (6.3),

$$\begin{aligned} r_t^i &= \beta_0 + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \beta_{FVXO}^i FVXO_t + \varepsilon_t^i \\ r_t^i &= \beta_0 + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \beta_{FIPOD}^i FIPOD_t + \varepsilon_t^i, \end{aligned}$$

3. Primero, los activos son sorteados en quintiles ordenados por mayor  $\beta_{EMKT}$  (del paso 1.) y dentro de cada quintil son nuevamente sorteados en quintiles ordenados por mayor  $\beta_{Fj}$  (del paso 2.), siempre ponderando por su capitalización bursátil. Así, se obtienen  $Q = 25 = 5 \times 5 = \beta_{EMKT} \times \beta_{Fj}$  portafolios ordenados en los factores de pre-formación de “Mercado” con  $EMKT$  y el factor de seguimiento  $Fj$  con  $j = \{VXO, IPOD\}$ .

Tal como en la sección **4.1 Regresiones Condicionales de Pre-formación**, se usan criterios de pre-formación para ordenar los retornos de pos-formación. Entonces, consistente con el modelo incondicional de pos-formación, los retornos mensuales de los portafolios Fama-Macbeth utilizados ( $r_{t+1}^q$ ) serán el promedio ponderado en tamaño bursátil de los retornos ex post de los activos recién sorteados ( $r_{t+1}^i$ ) y no los retornos de pre-formación ( $r_t^q$ ) con que se estimaron los betas ( $\beta_m^i$ ).

Oportunamente, Jagannathan y Wang (1996) demostraron que un modelo factorial condicional como de la ecuación (1) tiene la forma de un modelo multifactorial incondicional donde los factores originales entran como factores adicionales asociados al set de información variante en el tiempo. Al estimar el premio por riesgo incondicional del corte transversal para el factor de seguimiento  $Fj$  con  $j = \{VXO, IPOD\}$ , Ang et al. (2006) reconocen que existen otros factores que también podrían afectar el retorno esperado incondicional de una acción. Por ende, para estimar la regresión del corte transversal se controlará por los factores de FF-3 ( $EMKT$ ,  $SMB$  y  $HML$ ), momento ( $MOM$ ) y liquidez ( $LIQ$ ):

$$\begin{aligned} r_t^q &= c + \lambda_{EMKT} \hat{\beta}_{EMKT}^q + \lambda_{FVXO} \hat{\beta}_{FVXO}^q + \lambda_{SMB} \hat{\beta}_{SMB}^q + \lambda_{HML} \hat{\beta}_{HML}^q \\ &\quad + \lambda_{MOM} \hat{\beta}_{MOM}^q + \lambda_{LIQ} \hat{\beta}_{LIQ}^q + \varepsilon_t^q \end{aligned} \tag{8.1}$$

$$r_t^q = c + \lambda_{EMKT} \hat{\beta}_{EMKT}^q + \lambda_{FIPOD} \hat{\beta}_{FIPOD}^q + \lambda_{SMB} \hat{\beta}_{SMB}^q + \lambda_{HML} \hat{\beta}_{HML}^q$$

$$+\lambda_{MOM}\hat{\beta}_{MOM}^q + \lambda_{LIQ}\hat{\beta}_{LIQ}^q + \varepsilon_t^q, \quad (8.2)$$

Donde  $r_t^q$  son los retornos de las  $q = 1, \dots, 25$  carteras de inversión sorteadas, los  $\lambda_m$  representan los premios por riesgos incondicionales de los  $M$ -factores y los  $\hat{\beta}_m^q$ s son las sensibilidades estimadas de cada factor  $m$  a cada portafolio  $q$  de la primera etapa.

Como portafolios de testeo, se usaron los 25 portafolios ordenados en  $\beta_{EMKT} \times \beta_{Fj}$  de retornos mensuales para estimar las primas por riesgo de las ecuaciones (8) siguiendo el procedimiento de Fama-Macbeth (1973). En la primera etapa, los betas de los factores son estimados regresionando la serie completa de los retornos mensuales pos-ranking de cada portafolio. En la segunda etapa, se usa regresiones del corte transversal sobre los betas estimados para valorar los premios de cada factor de riesgo  $\lambda_m$  periodo a periodo. Finalmente, las estimaciones mensuales del premio por riesgo son promediados para calcular su premio final. La significancia del premio por riesgo  $\lambda_m$  que sea distinta de cero se calcula usando el estadístico  $t$  de Student,

$$t = \frac{\lambda_m}{\sigma_{\lambda_m} / \sqrt{T}},$$

Donde su valor estará representado en las Tablas 13, 14 y 16 con corchetes bajo el valor de los coeficientes regresores donde se testea la significancia que sean estadísticamente distintos a cero. En caso de que las significancias estén por sobre el 95% nivel de confianza se resaltarán en negrita.

Nótese que se compilarán inicialmente dos modelos anidados de las ecuaciones (8) usando independientemente los factores implícitos  $F_j$  con  $j = \{VXO, IPOD\}$ , y luego ir aumentando factores de control a ello.

$$r_t^q = c + \lambda_{EMKT}\hat{\beta}_{EMKT}^q + \lambda_{FVXO}\hat{\beta}_{FVXO}^q + \lambda_{SMB}\hat{\beta}_{SMB}^q + \lambda_{HML}\hat{\beta}_{HML}^q + \varepsilon_t^q \quad (\text{Regression I})$$

$$r_t^q = c + \lambda_{EMKT}\hat{\beta}_{EMKT}^q + \lambda_{FVXO}\hat{\beta}_{FVXO}^q + \lambda_{SMB}\hat{\beta}_{SMB}^q + \lambda_{HML}\hat{\beta}_{HML}^q + \lambda_{MOM}\hat{\beta}_{MOM}^q + \varepsilon_t^q \quad (\text{Regression II})$$

$$r_t^q = c + \lambda_{EMKT}\hat{\beta}_{EMKT}^q + \lambda_{FVXO}\hat{\beta}_{FVXO}^q + \lambda_{SMB}\hat{\beta}_{SMB}^q + \lambda_{HML}\hat{\beta}_{HML}^q + \lambda_{MOM}\hat{\beta}_{MOM}^q + \lambda_{LIQ}\hat{\beta}_{LIQ}^q + \varepsilon_t^q, \quad (\text{Regression III})$$

Es decir, primero se estimará el premio por riesgo transversal junto a los factores de riesgo del modelo Fama y French (1993) en la Regresión I. Luego, para la Regresión II se aumentará a la Regresión I el factor de “Momento” MOM, y finalmente la completa ecuación (8) será representado por la Regresión III.

Los siguientes análisis del corte transversal se harán para el horizonte de estudio entre los meses de 1998 y 2011. En la sección **5.6.3 Primas por Riesgo Exenta de la Crisis Financiera** se investigará para el periodo 1998-2007.

## 5 Resultados

Esta sección exhibirá los resultados y breve análisis de las estimaciones econométricas tanto para el horizonte de estudio completo entre 1998 y 2011 como también la submuestra de 1998-2007.

### 5.1 Portafolios Sorteados por Exposición a Innovaciones de Factores Sistemáticos

#### 5.1.1 Exposición a Volatilidad Implícita

Se observa en la segunda columna de “Coeficientes de Factores” de la Tabla 5 para  $Pre=1$  (es decir, un mes de ventana de estimación) que las sensibilidades de pre-formación  $\beta_{\Delta V X O}$  crecen monótonicamente desde -1.03 para el primer portafolio (quintil 1) a 1.21 para el quinto (quintil 5). Éstos fueron artificialmente ordenados para que se vieran crecientes; procedimiento previamente explicado al inicio del capítulo **4.2 Portafolios Sorteados por Exposición a Innovaciones de Factores Sistemáticos**. Pero más se destaca que los retornos simples ex post (segunda columna de la Tabla 5)  $r_t^p$  muestran ser (casi) monótonicamente decrecientes, y el quintil 1 alcanza un 0.95% mientras el quintil 5 de 0.04% ofreciendo así un *spread* mensual de quintiles (es decir, quintil 5 menos quintil 1) de -0.91% de manera significativa al 95% de confianza. Es decir, si se hubiera invertido ex ante en un portafolio de acciones que se va corto en activos con sensibilidad positiva a la volatilidad de mercado (quintil 5) y largo en sensibilidad negativa (quintil 1), se obtendría retornos mensuales de hasta 0.91% entre 1998-2011. Esto implica que activos que tienen una sensibilidad positiva a la volatilidad sistemática (es decir, retornan más cuando hay mayor volatilidad de mercado) retornan menos ex post ya que son más demandados y se refleja en mayores precios de su acción que, a su vez, representan menores retornos a futuro.

Al controlar por los modelos de CAPM y FF-3 los alfas mensuales  $\alpha_{CAPM}^p$  y  $\alpha_{FF-3}^p$  tienen monotonía decreciente y sus *spreads* entre quintiles extremos (es decir, 5-1) se agudizan llegando a -1.18 y -1.22% respectivamente, ambos significativos al menos al 95% de confianza. Esto implica que hay retornos anormales de los portafolios sorteados que no han podido ser captados por los modelos clásicos de CAPM o FF-3 ni sus factores de riesgo respectivos. Todo lo anterior logra ser consistente con estudios de valorización de opciones y de Ang et al. (2006) que establecen una relación negativa entre sensibilidad de pre-formación a volatilidad implícita y retornos ex post. Esto se aprecia por los menores retornos simples y alfas a mayor sensibilidad  $\beta_{\Delta V X O}$  de pre-formación y con *spreads* de quintiles extremos negativos y significativos. Sin embargo, se destaca que los quintiles 3 y

4 de las rentabilidades ex post son de 0.45 y 0.46% respectivamente, sin ser decrecientes, al menos de manera marginal.

No obstante, para las demás ventanas de estimación (i.e. Pre=3, 6 y 8), solo para Pre=8 existe un patrón (al menos decreciente) entre los retornos ex post y alfas mensuales a mayor sensibilidad de pre-formación a volatilidad implícita  $\beta_{\Delta V X O}$ . Con la salvedad de que solo la diferencia de alfas del modelo FF-3 de los quintiles extremos (es decir, 5-1) llega a ser significativo al 95% de confianza, mientras que los *spreads* de alfa de CAPM y retornos ex post no lo son. Esto muestra que al menos para el horizonte 1998-2011 la volatilidad implícita no logra ser un factor explicativo al sumarse más meses de estimación de betas y contradice lo encontrado con Ang et al. (2006) durante 1986-2000.

### 5.1.2 Exposición a Correlación Implícita

Lamentablemente, la correlación agregada no logra tener el comportamiento deseado de retornos simples mensuales  $r_t^p$  ni alfas  $\alpha_{CAPM}^p$  y  $\alpha_{FF-3}^p$  decrecientes (ni siquiera crecientes) para cualquiera las ventanas de estimación excepto, y de manera parcial, cuando la ventana es igual a 8 meses (ver Tabla 7, columnas 1-5). Recién al estimar los betas  $\beta_{\Delta IC}$  y construir los quintiles con 8 meses de ventana de estimación se puede apreciar una monotonía decreciente en los alfas, no así en los retornos simples. Sin embargo, tampoco hay *spreads* mensuales de los quintiles significativos para ninguno de los parámetros estimados, sea retornos o alfas.

### 5.1.3 Exposición a Probabilidad de Default Implícita

Tal como la volatilidad, en las columnas 1-5 de la Tabla 9 el *IPOD* logra anticipar que podría tener una prima por riesgo negativo expresado por sus retornos y alfas estrictamente decrecientes a mayor sensibilidad  $\beta_{\Delta IPOD}$  al riesgo de default, y con diferencias de portafolios (es decir, quintil 5 menos quintil 1) significativos al mínimo 95% de confianza. Mas el análisis es solo cierto para las ventanas de estimación de 6 y 8 meses, tal como el promedio de los tiempos de maduresces de las opciones que fueron usadas.

En el caso de Pre=8 meses, la probabilidad de default logra tener un *spread* de rentabilidades simples de quintiles (es decir, 5-1) más alto de todas las medidas obtenidas de opciones con un -0.95% mensual, superando a Pre=6 que tiene -0.89%. Es decir, si se hubiera invertido ex ante en un portafolio de acciones que se va corto en activos con sensibilidad positiva al riesgo de default  $\beta_{\Delta IPOD}$  quintil (1) y largo en sensibilidad negativa quintil (5), se obtendría retornos mensuales de hasta 0.95% entre 1998-2011.

Además, se aprecia que aunque FF-3 acrecienta la diferencia de alfas de los quintiles extremos (con -0.94% y -1.01% para Pre=6 y 8, respectivamente) versus los retornos ex post (con -0.89% y -0.95% para Pre=6 y 8, respectivamente) lo hace de manera reducido comparado con CAPM (con -1.15% y -1.21% para Pre=6 y 8, respectivamente), insinuando que los factores de “Valor” y “Tamaño” puedan explicar de manera similar la probabilidad de default. Ahora bien, observando alfas monótonicamente decrecientes con diferencias de extremos significativos abre espacio para cuestionar la capacidad de valorizar



adecuadamente activos con modelos clásicos ante la existencia de otros factores explicativos tal como el riesgo de default sistemático.

## 5.2 Caracterizando el Comportamiento de Factores de Seguimiento

De manera equivalente a la Tabla 4, se revisa las matrices de correlación mensual entre los factores sistemáticos de control ( $EMKT, SMB, HML, MOM, LIQ$ ) y de seguimiento ( $FVXO, FIC, FIPOD$ ) en las Tablas 11 y 12, pero distinguiéndose para cada número de meses de las ventanas de estimación  $Pre=1, 3, 6$  y  $8$ . Se observa que transversal a todas las ventanas de estimación y periodos de tiempo hay una reducción del rango de las correlaciones, es decir, valores más cercanos a cero comparado con las innovaciones de las medidas originales de la Tabla 4, Panel A y B. Esto demuestra que los factores de seguimiento, interpretado como retornos de un portafolio, podrían explicar otros riesgos que no estaban representados por los factores de control.

Las sensibilidades  $\beta_{Fj}$  a los factores de seguimiento de cada medida implícita y para cada ventana de estimación son monótonicamente decrecientes (ver Tablas 5-10, columna 7 denotado por “ $\beta F... Pre\text{-form.}$ ”), excepto para la volatilidad implícita con  $Pre=3, 6$  y  $8$ . Para las demás ventanas de estimación y medidas, incluso las sensibilidades  $\beta_{Fj}$  exacerbaran el rango de los betas  $\beta_{\Delta j}$  de pre-formación con respecto a sus factores originales, así demostrando ser un *proxy* de seguimiento apropiado para cada exposición.

## 5.3 Coeficientes Condicionales de los Factores de Pos-Formación

Para la volatilidad implícita, en la penúltima columna de la Tabla 5 de “ $\beta \Delta VXO$  Pos-form.” de todas las ventanas de estimación se exhiben sensibilidades ex post sin una clara relación monótonica, ni mucho menos creciente, con respecto a menores retornos esperados. Esto anticipa que quizás haya disminuido, o incluso desvanecido, la prima por riesgo negativo al factor de volatilidad agregada para el horizonte de estudio de esta investigación.

La misma columna de la Tabla 7 de correlación implícita, reporta que para todas las ventanas de estimación existe una monotonía creciente en las sensibilidades ex post de los portafolios sorteados, pero con rangos reducidos con respecto a los betas de pre-formación.

Ahora bien, para el caso de la probabilidad de default agregada de la Tabla 9, se reporta en la penúltima columna, y para todas las ventanas de estimación, betas de pos-formación calculados con monotonía creciente en los portafolios sorteados a menores retornos pos-ranking, excepto en el caso de un mes de estimación, es decir, con  $Pre=1$ .

## 5.4 Coeficientes Incondicionales de los Factores de Pos-Formación

En todas las ventanas de estimación de la volatilidad implícita, la última columna de la Tabla 5 no reporta patrones crecientes entre los coeficientes regresores ex post  $\beta_{Fj}$  de la

serie completa a menores retornos esperados de los portafolios sorteados. Para un mes de ventana de estimación, los valores betas del quintil 1 y quintil 5 son de -3.41 y 1.54, respectivamente, mas la falta de monotonía creciente entre los quintiles 2, 3 y 4 anticipan que el factor de volatilidad quizás ya no esté premiada en la sección cruzada de los retornos esperados. No obstante, para comparar la medida de volatilidad implícita de Ang et al. (2006) se extenderá *VXO* con un mes de estimación en el siguiente capítulo de valorizar su prima por riesgo, no así los *VXO* estimados con Pre=3, 6 y 8 dado su resultados inconsistentes y poco promisorios.

La columna 9 de la Tabla 7 de correlación implícita no muestra signos de monotonía en las ventanas de estimación de uno y tres meses, sin embargo, y de manera contra-intuitiva, muestra patrones de *decrecimiento* para Pre=6 y Pre=8. Para seis meses de ventana de estimación los retornos simples y alfas de CAPM y FF-3 tampoco muestran monotonía. Solamente para el caso de Pre=8 existe una relación parcialmente decreciente entre los retornos, alfas y betas ex post con los quintiles sorteados por mayor beta de pre-formación. Dada la falta de significancia de los *spreads* de retornos y alfas, sumado a los resultados contradictorios de los sensibilidades ex post incondicionales, no hay sustento para seguir usando esta medida en la etapa final de la valorización de la prima por riesgo que se hará más adelante.

Finalmente, solo se reporta monotonía creciente en los betas ex post incondicionales de la POD para la ventana de estimación de ocho meses (ver Tabla 9, última columna). Aunque las sensibilidades no son estadísticamente significativos, sí da indicios de que el factor podría estar valorizado en el corte transversal de los retornos esperados. Por ende, los demás factores de seguimiento con ventanas de estimación menores a ocho meses serán filtrados de la última etapa de la valorización de la prima de riesgo.

## **5.5 Resultados Exentos de la Crisis Financiera**

El periodo 1998-2011 fue caracterizado por una gran crisis financiera el 2008 de fuertes niveles de volatilidad de retornos y, consecuentemente, también probabilidad de default agregado (ver Figura 1, paneles de Volatilidad y Probabilidad de Default). Por lo tanto, interesa analizar si hay cambios en los resultados de las regresiones de las medidas implícitas al excluir esta sub-época. Los resultados y análisis a continuación serán enfocados en el submuestra que abarca enero 1998 a diciembre 2007.

De partida, las correlaciones mensuales de la innovaciones de la volatilidad y correlación implícita se mantienen parecidos con respecto a los factores de control en la submuestra 1998-2007 al contrastar el Panel A y B de la Tabla 4. Solo sus correlaciones al factor *HML* de “Valor” aumentan visiblemente. En el caso de la probabilidad de default, excluir la crisis hizo que su correlación mensual con los demás factores tendiera a cero o se moviera marginalmente. Esto tiene sentido ya que la medida *IPOD* se basa en consorcios bancarios y tendría menor variabilidad si se prescinde del análisis la crisis *financiera* del 2008.

### 5.5.1 Exposición a Volatilidad Implícita

Para la ventana de estimación de un mes, es decir  $Pre=1$ , y al sortear los activos en portafolios en orden ascendente de  $\beta_{\Delta V_{XO}}$  de pre-formación, la significancia en los quintiles extremos de la rentabilidad mensual simple y alfas de CAPM y FF-3 decrecen parcialmente (ver Tabla 6, columnas 2, 4 y 5), incluso logrando que el *spread* de retornos ex post no sea significativo al 95% de confianza (valor de -0.94% mensual con un t-estadístico de -1.92). Más aún, persiste la no monotonía entre los quintiles 3 y 4. Los betas condicionales de pre-formación  $\beta_{\Delta V_{XO}}$  y  $\beta_{FV_{XO}}$  y de pos-formación  $\beta_{\Delta V_{XO}}$  de las columnas 6, 7 y 8, respectivamente, mantienen el mismo comportamiento que usando el horizonte de tiempo completo. Importante también es que las sensibilidades ex post incondicionales  $\beta_{FV_{XO}}$  de la última columna son estrictamente crecientes y de mayor dispersión que de 1998-2011.

Sin embargo, para las demás ventanas de estimación con  $Pre=3, 6$  y  $8$ , las diferencias de retornos y alfas de CAPM y FF-3 mensuales ex post de los quintiles extremos son todos insignificantes (Ver Tabla 6, columnas 2, 4 y 5). A lo más, para  $Pre=8$  se da una monotonía decreciente en esos quintiles al ordenarse por mayor beta de pre-formación  $\beta_{\Delta V_{XO}}$ . Ahora bien, para estas mismas ventanas de estimación, se aprecia en las columnas 7-9 de la misma tabla que ninguno de los coeficientes regresores por quintiles muestra patrones de crecimiento (ni de decrecimiento). Esto implica que se ha perdido evidencia que la volatilidad implícita con mayores meses de estimación de los coeficientes regresores de pre-formación pueda tener una prima por riesgo negativa excluyendo la crisis financiera del 2008, por lo tanto, se descartarán de verificar su prima por riesgo en el siguiente capítulo de **5.6.1 Prima por Riesgo de Volatilidad**.

### 5.5.2 Exposición a Correlación Implícita

Los retornos y alfas mensuales de portafolios expuestos a niveles crecientes de sensibilidad  $\beta_{\Delta IC}$  al riesgo de correlación agregada no logran ser ni decrecientes ni sus *spreads* significativos para cualquiera de las ventanas de estimación (ver Tabla 8, columnas 2, 4 y 5). A lo más, sus sensibilidades condicionales logran ser crecientes reflejados por las columnas 6, 7 y 8, pero solo su beta incondicional  $\beta_{FIC}$  de la columna 9 para  $Pre=1$  muestra monotonía creciente. Este factor no da sospechas para explicar los retornos esperados en el corte transversal y, por ende, tanto en esta submuestra como en el horizonte completo no se cotizará su prima por riesgo de la siguiente etapa de la metodología.

### 5.5.3 Exposición a Probabilidad de Default

Resumiendo la Tabla 10, las regresiones para las ventanas de estimación de seis y ocho meses tienen quintiles con retornos simples y alfas mensuales decrecientes a mayor sensibilidad de pre-formación a las innovaciones de riesgo de default  $\beta_{\Delta IPOD}$  (ver columnas 2, 4 y 5). Más aun los *spreads* de retornos y alfas mensuales de estos portafolios (para  $Pre=6$  y  $8$ ) aumentan considerablemente con respecto al periodo 1998-2011 y son todos significativos como mínimo al 95% de confianza. Cabe destacar que si durante 1998-2007 se invirtiera ex ante en un portafolio de acciones largo en activos con sensibilidad a riesgo

de default negativa y corto en los activos opuestos, se tendrían rentabilidades de 1.07% y 1.28% mensual en el caso de seis y ocho meses de ventana de estimación, respectivamente. Luego, para todas las ventanas de estimación exceptuando Pre=1, se observa en la Tabla 10 que las columnas 7 y 8 de coeficientes condicionales ( $\beta_{FIPOD}$  y  $\beta_{\Delta IPOD}$ , respectivamente) tienen valores monótonicamente crecientes en los quintiles sorteados a mayor sensibilidad de pre-formación.

No obstante, tal como en la muestra completa de la Tabla 9 para Pre=6 en la última columna, se presentan betas ex post incondicionales no-estrictamente crecientes, no así el caso de Pre=8. Por lo tanto, sólo para el factor *IPOD* de ventana de estimación de ocho meses avanzará a valorizarse su prima por riesgo en la sección de **5.6.2 Prima por Riesgo de Probabilidad de Default**.

Preocupa que para ambos periodos de tiempos estudiados y en todas las ventanas de estimación, ninguna medida implícita tiene sensibilidades incondicionales ex post  $\beta_{Fj}$  con  $j = \{VXO, IC, IPOD\}$  significativos para cualquiera de sus quintiles (ver última columna de las Tablas 5-10). Esto representa que controlando por los factores de Fama-French (1993) los retornos ex post de los portafolios sorteados no son explicados significativamente en las series de tiempo por las medidas implícitas de opciones. Aunque para la volatilidad y probabilidad de default agregadas se cumplen los criterios de *spreads* de retornos ex post en el corte transversal y monotonía positiva en los betas incondicionales ex post, su baja significancia podría causar resultados difusos al estimar sus premios por riesgo respectivos.

## **5.6 Primas por Riesgo de Factores Sistemáticos**

A continuación, se presentarán los resultados de las regresiones de Fama-Macbeth (1973) para el horizonte de estudio entre 1998 y 2011.

### **5.6.1 Prima por Riesgo de Volatilidad**

Considérese que se analiza la volatilidad agregada implícita usando una ventana de estimación móvil de un mes. Revisando el Panel A de la Tabla 13, se registra la consistente prima por riesgo de volatilidad negativa asociado a *FVXO* para todas las Regresiones I-III sobre los portafolios sorteados llegando a un  $\lambda_{FVXO} = -0.04\%$  mensual (equivalente a un -0.5% anual) en la Regresión I. Sin embargo, solo para la Regresión I logra ser significativo al 95% de confianza. Además, a medida que se controla por más factores de riesgo el premio por riesgo de volatilidad disminuye tal como su significancia. Los coeficientes de determinación ajustados R-cuadrado de alrededor 0.41 demuestran el pobre ajuste que hacen los factores para explicar la varianza de los retornos transversales de los portafolios.

Ahora bien, volviendo a examinar la columna 2 de la Tabla 5 con Pre=1, se desea medir cuánta de la exposición a riesgo de volatilidad agregada  $\lambda_{FVXO}$  se responsabiliza por los notorios *spreads* de rentabilidad ex post simple de -0.91% mensual entre los quintiles extremos que fueron sorteados por creciente sensibilidad a la innovación a la volatilidad implícita  $\beta_{\Delta VXO}$ . Para esto, primero se calcula la diferencia ex post de sensibilidades

incondicionales entre el portafolio 5 y 1 que es de  $1.54 - (-3.41) = 4.95$  (ver la última columna de la Tabla 5 con  $Pre=1$ ). Además, considérese el precio estimado de riesgo de volatilidad  $\lambda_{FVXO}$  de -0.04% mensual, es decir, el único lambda significativo asociado a  $FVXO$ .

Entonces, el *spread* de sensibilidades ex post del factor  $FVXO$  de 4.95 y el premio por riesgo de volatilidad  $\lambda_{FVXO}$  de -0.04% se atribuyen mensualmente al  $4.95 \times (-0.04\%) = -0.2\%$  de la diferencia de retornos promedios. Esto implica que la exposición a riesgo de volatilidad explica el  $\frac{-0.2\%}{-0.91\%} = 21.7\%$  de los *spreads* de retornos simples ex post de los quintiles extremos.

Aquel porcentaje es bastante bajo con respecto a los resultados de Ang et al. (2006) para 1986-2000 donde se lograba explicar toda la diferencia de retornos promedios. Esto se argumenta con la Tabla 15 (resultados extraídos directamente del estudio de Ang et al. (2006) con  $Pre=1$ ) donde la diferencia de retornos promedios ex post de los quintiles extremos llega al -1.04% mensual (ver columna 2), equivalente a un -1% anual. Luego, en la última columna de la misma tabla, la diferencia ex post de sensibilidades incondicionales entre el portafolio 5 y 1 es de  $8.07 - (-5.06) = 13.13$ . Además, considérese el precio estimado de riesgo de volatilidad  $\lambda_{FVXO}$  para la época de 1986-2000 de -0.08% mensual entre las Regresiones I-III de la Tabla 16, es decir, el doble que lo encontrado por Ang et al. (2006). Finalmente, el *spread* de sensibilidades ex post del factor  $FVXO$  de 13.13 y el premio por riesgo de volatilidad  $\lambda_{FVXO}$  de -0.08% se atribuyen mensualmente al  $13.13 \times (-0.08\%) = -1.05\%$  de la diferencia de retornos promedios. Esto es casi igual al *spread* de retornos ex post simples de los quintiles extremos de -1.04% (segunda columna de la Tabla 15).

### **5.6.2 Prima por Riesgo de Probabilidad de Default**

Para el factor de seguimiento  $FIPOD$  estimado con la ventana de estimación de ocho meses, se observa que en el Panel A de la Tabla 14 hay premios por riesgo de default pequeños e insignificantes, al menos son negativos como se teorizaba por I-CAPM. Solo la *Constante* de cada Regresión I a III tiene mayor relevancia en explicar el corte transversal de los retornos ex post de los 25 portafolios sorteados en el factor de “Mercado”  $EMKT$  y  $IPOD$ .

Dado el bajo nivel de significancia, no amerita hacer el análisis similar de volatilidad implícita sobre cuantificar el premio por riesgo y su explicación en los retornos ex post de quintiles extremos.

### **5.6.3 Primas por Riesgo Exenta de la Crisis Financiera**

A continuación, se presentarán los resultados de las regresiones de Fama-Macbeth (1973) para el horizonte de estudio entre 1998 y 2007, es decir, excluyendo la crisis financiera del 2008.

### **Prima por Riesgo de Volatilidad**

Aunque el premio por riesgo de volatilidad  $\lambda_{FVXO}$  sea negativo, pero más cercano a cero (-0.021%, en promedio de las tres Regresiones) comparado con el periodo 1998-2011, el Panel B de la Tabla 13 reporta en todos los modelos anidados premios insignificantes al exponerse a volatilidad agregada. No obstante, es el factor de riesgo con mayor significancia entre todos, incluso las Regresiones I a III explican mejor la varianza reflejado por el coeficiente de determinación cercano a 0.5 que en el Panel A de la misma tabla.

### **Prima por Riesgo de Probabilidad de Default**

El Panel B de la Tabla 14 reporta para todos los modelos anidados premios por riesgo de default agregado negativo (-0.072% mensual, en promedio, o equivalentemente a un -0.9% por año) y significativo al 95% de confianza. Más aun, su magnitud no logra verse mermado cuando se le agregan más factores de control a cada regresión, sin embargo sí se reduce el coeficiente de determinación R-cuadrado de 0.61 hasta 0.57.

Debido a la alta significancia que demostraron ser los  $\lambda_{FIPOD}$  se puede hacer un análisis análogo a la volatilidad implícita entre 1998-2011 y proseguir en cuantificar la exposición a riesgo de default que explica los significativos *spreads* de retornos ex post (-1.28% mensual) de los quintiles sorteados por  $\beta_{\Delta IPOD}$  de pre-formación obtenidos en la columna 2 de la Tabla 10. Se aprecia en la última columna de la Tabla 10 que la diferencia entre los betas incondicionales de pos-formación de los quintiles 5 y 1 es de  $1.51 - (-4.16) = 5.67$ . Además, denótese el precio estimado de riesgo de default  $\lambda_{FIPOD}$  de 0.071% mensual como el promedio reportado en todas las Regresiones I-III.

Por lo tanto, la diferencia de sensibilidades incondicionales ex post del factor *FIPOD* de 5.67 y la prima por riesgo de default  $\lambda_{FIPOD}$  de -0.071% se responsabilizan mensualmente por el  $5.67 \times (-0.071\%) = -0.41\%$  de la diferencia de los retornos promedios ex post. Es decir, la exposición a riesgo de default explica, como porción del total, el  $\frac{-0.41\%}{-1.28\%} = 31.8\%$  del spread de rentabilidad ex post de los quintiles extremos.

Cabe destacar que para los portafolios Fama-Macbeth sorteados en sensibilidad a los factores de riesgo estudiados en las Regresiones I-III de las Tablas 13 y 14, todas las primas por riesgo de los factores de control, en promedio, son más grandes pero insignificantes. Aquel patrón ocurre de manera similar en los resultados de Ang et al. (2006) para el periodo de 1986-2000 visto en la Tabla 16.

Por ende, tanto para la volatilidad implícita de 1998-2011 y el factor de POD de 1998-2007 explican aproximadamente un quinto y un tercio, respectivamente, de los *spreads* de retornos de los portafolios extremos sorteados en su exposición a riesgo. Esto implica que debe haber más factores de riesgo, o combinación de ellos, que expliquen mejor y se premien en sección cruzada de los retornos esperados.

## 6 Conclusiones

Volatilidad agregada, y consecuentemente medidas implícitas de ella como correlación y probabilidad de default, han sido teorizadas por modelos factoriales como I-CAPM que pueden ser factores de riesgo premiados negativamente en la sección cruzada de los retornos esperados de acciones. Incluso, usando información implícita de opciones para construir medidas de estos factores de riesgo se espera caracterizar de mejor manera los cambios en las expectativas de las oportunidades de inversión del mercado.

Según I-CAPM, el precio negativo de la prima por riesgo de volatilidad de mercado implica que el incremento de la volatilidad de mercado es un indicador del deterioro de las oportunidades de inversión disponible. Entonces, inversionistas que buscan cubrirse ante estas eventualidades querrán incorporar a sus carteras acciones que tengan retornos superiores cuando la volatilidad de mercado es inesperadamente alta. Esta alta demanda de activos que correlacionan positivamente con las innovaciones de la volatilidad del mercado hará que se requieran de ellos retornos más bajos. Es decir, la prima por riesgo de volatilidad de mercado debiese ser negativa. Lo mismo se puede decir con respecto al riesgo de default y correlación sistemática que se basan en volatilidad y también reflejan el deterioro de las oportunidades de inversión.

Consistente con la literatura, empíricamente se descubre que durante los años 1998-2011 hubo menor rentabilidad esperada, en promedio, a mayor sensibilidad a las innovaciones de las medidas implícitas agregadas (columnas 2 y 5 de las Tablas 5, 6, 9 y 10), excepto para la correlación que no tiene patrón alguno o indicios de ello en la sección cruzada (columnas 2 y 5 de las Tablas 7 y 8). Cabe destacar que la relación negativa de riesgo de default agregada y los retornos esperados solo se hace significativa cuando se usan ventanas de estimación de 6 a 8 meses, pertinente a los tiempos de madurez de dichas opciones usados para estimar la medida *IPOD* de riesgo de default. Para el riesgo de default (columna 2 de las Tablas 9 y 10) si se hubieran invertido ex ante en los portafolios extremos con exposición a sensibilidades al *IPOD* (i.e. largo en el quintil de mayor sensibilidad y corto en el quintil de menor sensibilidad) habrían rentado entre 0.89% y 1.28% mensual, es decir, entre 11.22% y 16.49% al año (considérese ventanas de estimación de seis y ocho meses para *IPOD*) para la época 1998-2011. Haciendo el análisis similar, para la volatilidad implícita se habría rentado un 0.91% mensual, es decir, 11.48% por año durante la misma época (considérese una ventana de estimación de un mes en la Tablas 5 y 6). Estos *spreads* son económicamente significativos y dan las primeras evidencias de que los premios por riesgo de volatilidad y default pueden existir y ser negativos.

No obstante, el horizonte de estudio de esta investigación incluye la crisis financiera del 2008 que fue una época de niveles anormales de volatilidad donde quizás provocaron cambios estructurales en la dinámica de mercados de capitales (ver Bansal et al. (2014), mas nótese que usan volatilidad ex ante). Se estima que el alto nivel de incertidumbre llegó a distorsionar la valoración de acciones y opciones y, por ende, sus medidas implícitas y luego su relación con los retornos esperados de acciones. Dado lo anterior y empleando

las regresiones de dos-etapas de Fama-Macbeth (1973), la volatilidad implícita como factor ha reducido su significancia y prima por riesgo de -1% por año que descubrió con Ang et al. (2003 y 2006) entre 1986-2000 a -0.5% anual para 1998-2011. Esto probablemente se debe por la época anormal de volatilidad del 2008 y/o la intensiva inversión en portafolios que siguiesen aquella estrategia así disipando la oportunidad de arbitraje.

En cambio, el riesgo de default agregado logra ser premiado negativamente durante 1998-2011, pero solo es significativo previo a la crisis financiera, es decir, durante 1998-2007 demostrando que caracteriza mejor el perfil riesgo-retorno de acciones que simplemente la volatilidad por I-CAPM durante este periodo. No obstante, cabe recordar que la medida *IPOD*, que representa riesgo de default de la economía, es el agregado ponderado de *iPODs* de consorcios bancarios. Previo a la crisis, las firmas y bancos estaban sobreendeudándose y tomando más riesgos dado las bajas tasas de interés y volatilidad del mercado haciendo más íntimo su relación con los consorcios bancarios (ver Geanakoplos (2009)). Entonces, la medida no logra ser robusto cuando el 2008 la *industria financiera* fue la causante y más afectada por la crisis *subprime* así distorsionando su capacidad de explicar las diferencias de retornos esperados al alejarse las empresas de ellas. Mac an Bhaird (2013) puede explicar esto por la menor oferta y demanda agregada de crédito de los bancos a empresas durante la crisis que, a su vez, es considerado el recurso financiero externo más importante según Beck et al. (2008). Así, el distanciamiento posterior entre las empresas y los bancos aminora la relación en que se basa la medida construida *IPOD* con los retornos de las demás empresas.

Aunque las variables implícitas de opciones usadas en esta investigación no logran todos los notorios *spreads* en el corte transversal de retornos esperados (fila “5-1” y columna 2 de las Tablas 5-10), sí se abre espacio para generar nuevos portafolios de inversión basados en medidas de riesgo de default, como también argumentar en contra de la correlación agregada implícita como factor explicativo en la sección cruzada al menos para el periodo 1998-2011.

## **7 Trabajos Futuros**

Una extensión interesante de esta investigación sería replicar el modelo *iPOD* de Capuano-Vilsmeier (2008 y 2011) a los constituyentes del S&P100 o S&P500, en vez de agregar *IPODs* individuales de consorcios financieros, y crear una medida sistemática verdaderamente de “mercado”. Aunque se esperaría resultados de comportamiento similar a lo visto en este documento, sí se cree que serían más significativos y menos sesgados a la dinámica particular de la industria financiera que fue un actor clave en la crisis *subprime* del 2008.



En fin, aunque el riesgo de default no logra ser premiado al incluir la crisis financiera, debido a sus constituyentes, aun así muestra ser una medida interesante para inversionistas y reguladores, aplicable a otros índices de mercados o sus constituyentes.

## 8 Bibliografía

Se dispone de las siguientes fuentes de información que aportaron a la realización del estudio y que fueron referenciadas a lo largo del documento:

1. Agarwal V., Daniel N., Naik N. 2009. Role of managerial incentives and discretion in hedge fund performance. *Journal of Finance* 64(5), pp. 2221-2256.
2. Agmon N., Alhassid Y., Levine R.D. 1978. An upper bound for the entropy and its applications to the maximal entropy problem. *Chemical Physics Letters* 53, pp. 22-26.
3. Ang A., Hodrick R.J., Yuhang X., Zhang X. 2003 y 2006. The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance* 61(1), pp. 259-299.
4. Bansal R., Kiku D., Shaliastovich I., Yaron A. 2014. Volatility, the macroeconomy, and asset prices. *Journal of Finance* (69)6, pp. 2471-2511.
5. Bates D.S. 1991. The crash of '87: was it expected? The evidence from options markets. *Journal of Finance* 46, pp. 1009-1044.
6. Beck T., Demirgüç-Kunt A., Maksimovic, V. 2008. Financing patterns around the world: Are small firms different? *Journal of Financial Economics* 89(3), pp. 467-487.
7. Black F., Jensen M., Scholes M. 1972. The capital asset pricing model: Some empirical tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*. Nueva York.
8. Black F., Scholes M. 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81, pp. 637-659.
9. Breeden D.T., Gibbons M.R., Litzenberger R.H. 1989. Empirical tests of the consumption-oriented CAPM. *Journal of Financial Economics* 7, pp. 265-296.
10. Buss A., Vilkov G. 2009. Option-implied correlation and factor betas revisited. En: EFA 2009 Bergen Meetings. Alemania.
11. Campbell J.Y. 1993. Understanding risk and return. *American Economic Review* 83, pp. 487-512.
12. Campbell J.Y. 1996. Intertemporal asset pricing without consumption data. *Journal of Political Economy* 104, pp. 298-345.
13. Carr P., Wu L. 2006. A tale of two indices. *Journal of Derivatives* 13(3), pp. 13-29.
14. Capuano C. 2008. The probability of default implied by option prices based on entropy. *International Monetary Fund Working Paper* 08(194).
15. Chang B.Y., Christoffersen P., Jacobs K. 2013. Market skewness risk and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics* 107, pp. 46-68.
16. Chen J. 2002. Intertemporal CAPM and the cross-section of stock returns. University of Southern California.

17. Cover T.M., Thomas J.A. 2006. Elements of information theory. John Wiley & Sons.
18. Fama E.F., French K.R. 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47(2), pp. 427-465.
19. Fama E.F., French K.R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33(1), pp. 3-56.
20. Fama E.F., MacBeth J. 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* 71, pp. 607-636.
21. Fasnacht P., Loubergé H. 2007. International stock market correlations: A sectoral approach. En: Paris December 2007 Finance International Meeting. Francia.
22. Ferson W.E., Siegel A.F., Xu P. 2005. Mimicking portfolios with conditioning information. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41, pp. 607-635.
23. French K.R. Kenneth French Online Data Library. [En línea] <[http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html)> [Consulta: 10/11/2014]
24. Geanakoplos, J. 2010. The leverage cycle. *NBER Macro-economics Annual 2009* 24, pp. 1-65.
25. Goetzmann W., Li L., Rouwenhorst G. 2005. Long term global market correlations. *Journal of Business* 78(1), pp. 1-38.
26. Hamilton D., Munves D., Sun Z. 2012. Public firm expected default frequency (EDF) credit measures: methodology, performance, and model extensions. *Moody's Analytics*.
27. Hansen L.P., Richard S.C. 1987. The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models. *Econometrica* 55(3), pp. 587-613.
28. Heston S.L. 1993. A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options. *Journal of Financial Studies* 6, pp. 327-343.
29. Hsu J.C. Fama Macbeth Estimation. University of California. [En línea] <[http://www.jasonhsu.org/uploads/1/0/0/7/10075125/two\\_stage\\_fama\\_macbeth.pdf](http://www.jasonhsu.org/uploads/1/0/0/7/10075125/two_stage_fama_macbeth.pdf)> [Consulta: 15/04/2015]
30. Jagannathan R., Wang Z. 1996. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance* 51, pp. 3-53.
31. Jegadeesh N., Titman S. 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance* 48, pp. 65-92.
32. Jensen M.C. 1967. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance* 23(2), pp. 389-416.
33. Krishnan C.N.V., Petkova R., Ritchken P.H. 2008. Correlation risk. *Journal of Empirical Finance* 16, pp. 353-367.
34. Lamont O. 2001. Economic tracking portfolios. *Journal of Econometrics* 116, pp. 181-224.
35. Lewellen J., Nagel S. 2006. The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies. *Journal of Financial Economics* 82, pp. 289-314.

36. Lintner J. 1965. Security prices, risk and maximal gains from diversification. *Journal of Finance* 20(6), pp. 587-615.
37. Martin I. 2011. Simple variance swaps. *NBER Working Paper*.
38. Matros P., Vilsmeier J. 2013. Measuring option implied degree of distress in the US financial sector using the entropy principle. Universität Regensburg. Alemania.
39. Mac an Bhaird C. 2013. Demand for debt and equity before and after the financial crisis. *Research in International Business and Business and Finance* 28(C), pp. 105-117
40. Merton R.C. 1973. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica* 41(5), pp. 867-887.
41. Merton R.C. 1974. On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *Journal of Finance* 29(2), pp. 449-470.
42. Nieto B. 2001. Los modelos multifactoriales de valoración de activos: Un análisis empírico comparativo. *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas* 19.
43. Pástor L., Stambaugh R.F. 2003. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy* 111, pp. 642-685.
44. Ross S. 1976. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory* 13, pp. 341-360.
45. Sharpe W.F. 1964. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19(3), pp. 425-442.
46. Valenzuela M. 2014. Implied correlation and expected returns. Santiago, Universidad de Chile.
47. Vassalou M., Xing Y. 2004. Default Risk in Equity Returns. *Journal of Finance* 59(2), pp. 831-868.
48. Vilsmeier J. 2011. Updating the Option Implied Probability of Default Methodology. *BGPE Working Paper*.
49. Zer I. 2015. Information disclosures, default risk, and bank value. US Federal Reserve Board.

## 9 Apéndice

### 9.1 Medida de Correlación Implícita de Martin (2011)

Basándose en Martin (2011) y, específicamente, en la metodología de Valenzuela (2014), a continuación se explica la formación de la medida.

La varianza instantánea del índice de mercado  $\sigma_{it}^2$  en el momento  $t$  puede ser descrito como una función entre varianza instantánea de los constituyentes individuales  $\sigma_{it}^2$  y la correlación entre parejas de los retornos de acciones  $\rho_{ijt}$ :

$$\sigma_{it}^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_{it}^2 + \sum_i \sum_{i \neq j} w_i w_j \sigma_{it} \sigma_{jt} \rho_{ijt} \quad (\text{A.1.1})$$

donde  $w_{it}^2$  son los pesos ponderados por capitalización bursátil de  $i$ -ésimo constituyente. De esta ecuación se puede tener una expresión para la varianza integrada esperada bajo una medida de probabilidad neutra al riesgo  $Q$  sobre el intervalo  $T - t$ ,

$$E_t^Q \left[ \int_t^T \sigma_{i\tau}^2 d\tau \right] = E_t^Q \left[ \int_t^T \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_{i\tau}^2 d\tau \right] + E_t^Q \left[ \int_t^T \sum_i \sum_{i \neq j} w_i w_j \sigma_{i\tau} \sigma_{j\tau} \rho_{ij\tau} d\tau \right] \quad (\text{A.1.2})$$

Por asumir correlaciones implícitas simples por pareja entre todos los pares de retornos de acciones,  $\rho_{i\tau} = \rho_\tau$ , y dado que no es posible estimar el segundo término de la ecuación (A.1.2), se puede usar la siguiente aproximación,

$$E_t^Q \left[ \int_t^T \sum_i \sum_{i \neq j} w_i w_j \sigma_{i\tau} \sigma_{j\tau} \rho_{ij\tau} d\tau \right] \approx \sum_i \sum_{i \neq j} w_i w_j \sqrt{E_t^Q \left[ \int_t^T \sigma_{i\tau}^2 d\tau \right]} \sqrt{E_t^Q \left[ \int_t^T \sigma_{j\tau}^2 d\tau \right]} E_t^Q \left[ \int_t^T \rho_{ij\tau} d\tau \right] \quad (\text{A.1.3})$$

Luego, es lógico derivar una expresión para la correlación implícita agregada  $IC_t = E_t^Q \left[ \int_t^T \rho_\tau d\tau \right]$  al reordenar las ecuaciones superiores,

$$IC_t = \frac{E_t^Q \left[ \int_t^T \sigma_{i\tau}^2 d\tau \right] - \sum_{i=1}^N w_i^2 E_t^Q \left[ \int_t^T \sigma_{i\tau}^2 d\tau \right]}{\sum_i \sum_{i \neq j} w_i w_j \sqrt{E_t^Q \left[ \int_t^T \sigma_{i\tau}^2 d\tau \right]} \sqrt{E_t^Q \left[ \int_t^T \sigma_{j\tau}^2 d\tau \right]}} \quad (\text{A.1.4})$$

$IC_t$  representa la expectativa de la correlación futura de todo el mercado, implicado por el precio de opciones de un índice de mercado y de sus constituyentes. Resume las correlaciones por pareja sobre todos los constituyentes individuales. Un incremento en  $IC_t$  es asociado con la deterioración de las expectativas del mercado sobre los beneficios de diversificación de la cartera.

### 9.1.1 Estimación de la Correlación Implícita

Para calcular la varianza implícita del índice y de sus componentes se usa la varianza neutral al riesgo de los retornos simple que pueden ser estimados de los precios de ejercicios de swap de varianza simple. Martin (2011) introduce este contrato financiero con diferentes propiedades comparado con un swap de varianza estándar. Por ejemplo, los swaps de varianza simples pueden ser cubiertos ante la presencias de saltos de volatilidad y miden la varianza neutra al riesgo de retornos simples. Según Martin (2011), también provee de una manera natural de calcular correlaciones implícitas ya que la descomposición de la varianza del índice de la ecuación (A.1.1) se refiere a retornos simples, no logarítmicos.

Siguiendo este enfoque, la expectativa neutral al riesgo de la varianza integrada  $E_t^Q \left[ \int_t^T \rho_\tau d\tau \right]$  es aproximada como el precio de ejercicio de un swap de varianza simple definido así,

$$V(0, T) \equiv \frac{2 \exp rT}{F_T^2} \left( \int_0^{F_T} put_T(K) dK + \int_{F_T}^{\infty} call_T(K) dK \right) \quad (\text{A.1.5})$$

Donde  $F_T$  denota el precio forward del activo subyacente del tiempo  $T$  al tiempo 0, y el  $put_T(K)$  y  $call_T(K)$  son los precios de put y call, respectivos, con madurez a la fecha  $T$  con precio de ejercicio  $K$ . Esta integral es definida sobre infinitos precios de ejercicios. Al asumir que los precios de ejercicios disponibles de las opciones put pertenecen al intervalo  $[K_{min}^P, K_{max}^P]$  donde  $0 < K_{min}^P < K_{max}^P < +\infty$ , se integran numéricamente usando el método trapezoidal. Por ende, el primer término de lado derecho de la ecuación (A.1.5) es aproximado como tal,

$$\frac{2}{F_T^2} \left( \int_{K_{min}^P}^{K_{max}^P} put_T(K) dK \right) \approx \frac{K_{max}^P - K_{min}^P}{m} \sum_{k=1}^m \left( \frac{put_T(K_i)}{F_T^2} + \frac{put_T(K_{i-1})}{F_T^2} \right) \quad (A.1.6)$$

De manera similar se estima numéricamente el segundo término de lado derecho de la ecuación (A.1.5) para obtener las estimaciones de la varianza implícita del índice y de las acciones individuales.

Además, los precios forwards son aproximados a los precios spot. Las varianzas implícitas son estimadas para distintas madureces siendo interpolados para luego construir estimaciones diarias a 30 días del tiempo de madurez. Cuando ya son calculados las varianzas implícitas del índice y sus constituyentes, se obtiene finalmente la correlación implícita agregada de la ecuación (A.1.4).

## 9.2 Modelo de Probabilidad de Default implícita de opciones de Capuano (2008) modificado por Vilsmeier (2011)

El modelo IPOD tiene como objetivo crear un procedimiento para estimar un *punto de masa* en la densidad de probabilidad neutra al riesgo (RND, por sus siglas en inglés) que indique la probabilidad en que la acción subyacente de una opción de una empresa tenga valor igual a cero en la madurez de la opción. Este punto de masa puede ser interpretado como una POD correspondiente a la fracción de inversionistas que esperan eventos que conlleven al valor cero de la acción y, consecuentemente, a la bancarrota de la firma emisora.

Luego, se incorpora al marco teórico de RND el modelo estructural de Merton (1974) que sugiere que desde el enfoque del balance financiero de una empresa existen dos formas de financiar sus activos ( $V_T$ ): deuda ( $D$ ) y acciones ( $E$ ). Además, se asume que el patrimonio  $E$  puede interpretarse como una opción call sobre los activos  $V_T$  con precio de ejercicio equivalente a la deuda  $D$ :

$$E = \max\{V_T - D, 0\}$$

Por lo tanto, una empresa quiebra cuando el valor de sus activos es menor al valor nominal de su deuda. Entonces, usando teoría de valorización neutra al riesgo uno puede obtener un estimador de la función RND de  $V_T$ , descrito por  $f(V_T)$ , a través de la información contenida en los precios de calls diarios con diferentes precios de ejercicios ( $K_i$ ). Así,

basándose en una barrera de default arbitraria  $D$ , la Probabilidad de Default puede ser formulada como una integral:

$$POD(D) = \int_0^D f(V_T) dV_T$$

donde  $f(V_T)$  es la función densidad de probabilidad neutra al riesgo del valor de los activos ( $V_T$ ).

La probabilidad de default implicado por opciones de Capuano (2008) requiere determinar  $D$  y la probabilidad que  $V_T$  sea menor que  $D$  a través de precio de opciones. Para esto, Capuano emplea el concepto de mínima entropía cruzada de Cover y Thomas (2006) para recuperar la RND del valor del activo. La entropía cruzada puede ser interpretada como una medida de distancia relativa entre la función densidad priori y posterior, es decir, el grado de incertidumbre acerca de  $f(V_T)$ . Entonces, se busca minimizar la función de entropía cruzada  $CE[f(V_T), f^0(V_T)]$  que se define de la siguiente manera:

$$CE[f(V_T), f^0(V_T)] = \int_0^{\infty} f(V_T) \log \frac{f(V_T)}{f^0(V_T)} dV_T$$

donde  $f^0(V_T)$  es la función densidad de probabilidad priori del valor del activo  $V_T$  y  $f(V_T) \log \frac{f(V_T)}{f^0(V_T)}$  es la entropía cruzada (o entropía relativa) entre  $f(V_T)$  y  $f^0(V_T)$ . Sin embargo, el problema de minimización está sujeto a las siguientes restricciones:

- 1. Restricción de Pricing de Opciones:** La opción call americana  $i$ -ésimo ( $C_T^{K_i}$ ) sobre la acción de la empresa con precio de ejercicio  $K_i$  se puede reescribir así:

$$C_T^{K_i} = \max\{V_T - D - K_i, 0\}$$

Es decir, es una opción call sobre la acción que simultáneamente es una opción sobre los activos. Finalmente, el precio actual de una opción es la suma de flujo de caja libre futuras descontadas bajo la tasa libre de riesgo,  $r$ :

$$C_0^{K_i} = e^{-rT} \int_{V_T=D+K_i}^{\infty} (V_T - D - K_i) f(V_T) dV_T$$

donde  $K_i$  es el precio de ejercicio de la opción  $i = 1, \dots, B$ . Nótese que el precio actual de la acción  $S_0$  también está incluido como una opción con  $K = 0$ .

- 2. Restricción de Aditividad:** La función densidad de probabilidad debe sumar uno para cumplir con propiedades probabilísticas:

$$1 = \int_{V_T=0}^{\infty} f(V_T) dV_T$$

Por ende, el Langrangeano del problema de minimización es el siguiente:

$$L = \int_{V_T=0}^{\infty} f(V_T) \log \frac{f(V_T)}{f^0(V_T)} dV_T + \lambda_0 \lambda_0 \left[ 1 - \int_{V_T=0}^{\infty} f(V_T) dV_T \right] + \sum_{i=1}^B \lambda_i \left[ C_0^{K_i} - e^{-rT} \int_{V_T=D+K_i}^{\infty} (V_T - D - K_i) f(V_T) dV_T \right]$$

donde  $\lambda_0, \dots, \lambda_B$  corresponden a los multiplicadores Langrangeanos. El primero paso es determinar los valores óptimos de  $\lambda$  mediante las condiciones de primer orden para un valor de  $D$ :

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_i} = e^{-rT} \int_{V_T=0}^{\infty} \mathbf{1}_{V_T > D + K_i} (V_T - D - K_i) f^*(V_T) dV_T - C_0^{K_i} = 0, \quad i = 1, \dots, B$$

Luego, se asume que la función densidad de probabilidad priori  $f^0(V_T)$  distribuye uniformemente. Las condiciones de primer orden describen cómo modificar óptimamente el priori y construir la densidad posterior  $f^*(V_T)$  que es capaz de satisfacer las restricciones de precios observados en el mercado. El problema de optimización debe ser resuelto numéricamente vía algoritmos multivariados, tal como el algoritmo Newton-Raphson. No obstante, puede existir la no-convergencia en la optimización debido a la no-singularidad de matrices Jacobianas resultantes de la primera aproximación de Taylor, error notado por Vilsmeier (2011). Aquel autor remedia el error técnico mediante una modificación en el modelo. Siguiendo a Agmon, Alhassid y Levine (1978), Vilsmeier propone una solución analítica y cerrada con una transformación de la función objetivo y un algoritmo robusto y computacionalmente eficiente para calcular óptimamente los  $\lambda_0, \dots, \lambda_B$ .

### 9.2.1 Transformación de la Función Objetivo

Agmon et al. (1978) demostró que una función puede ser definida tal que para cualquier set de parámetros  $\lambda_0^{Tr}, \dots, \lambda_B^{Tr}$  puede proveer en teoría una cota superior a la entropía de máxima densidad entrópica que a su vez satisfagan las condiciones de momentos impuestos. Equivalentemente, Vilsmeier derivó que existe una cota inferior a la entropía cruzada correspondiente la entropía cruzada mínima. Así, la función resultante  $F$  que es estrictamente convexa y con solución única se define por:

$$F = -\lambda_0^{Tr} = \log \left\{ \int_{V_T=0}^{\infty} f^0(V_T) \exp \left[ \sum_{i=1}^B \lambda_i^{Tr} (e^{-rT} \mathbf{1}_{[V_T > D + K_i]} (V_T - D - K_i) - C_0^{K_i}) \right] dV_T \right\}$$

### 9.2.2 Solución Analítica de las Integrales

Para obtener una solución analítica de las integrales se asume un dominio para  $V_T \in [V_{min}, V_{max}]$ . Incluso, se asume una distribución a priori uniforme, es decir,  $f^0(V_T) = \frac{1}{V_{max} - V_{min}}$ . Luego, se expanden las integrales tal que se puede reescribir las integrales implícitas sin la función indicatriz haciendo que la función objetivo  $F$  sea igual a lo siguiente:

$$\begin{aligned} & \log \frac{1}{V_{max} - V_{min}} \\ & + \log \left\{ \exp \left( \sum_{i=1}^B \lambda_i C_0^{K_i} \right) (D - V_{min}) \right. \\ & - \sum_{i=1}^{B-1} \left[ \frac{\exp \left( \sum_{j=1}^i \lambda_j (e^{-rT} K_j - C_0^{K_i}) - \sum_{k=i+1}^B \lambda_k C_0^{K_k} \right)}{e^{-rT} \left( \sum_{j=1}^i \lambda_j \right)} \right. \\ & \left. \left. - \frac{\exp \left( \sum_{j=1}^i \lambda_j (e^{-rT} (K_{j+1} - K_j) - C_0^{K_j}) - \sum_{k=i+1}^B \lambda_k C_0^{K_k} \right)}{e^{-rT} \left( \sum_{j=1}^i \lambda_j \right)} \right] \right\} \\ & - \left[ \frac{\exp \left( \sum_{j=1}^B \lambda_j (e^{-rT} (K_B - K_j) - C_0^{K_j}) \right) - \exp \left( \sum_{j=1}^B \lambda_j (e^{-rT} (V_{max} - D - K_j) - C_0^{K_j}) \right)}{e^{-rT} \left( \sum_{j=1}^B \lambda_j \right)} \right] \end{aligned}$$

Cabe destacar que la  $V_{min}$  se fija en cero y la cantidad e intervalos entre  $D$  y  $V_{min}$  se fija en 20. Estos parámetros arbitrarios son las recomendaciones de Vilsmeier (2011) luego de evaluaciones empíricas para lograr resultados robustos y acertados para distintos niveles de POD.

### 9.3 Modelo de tres factores de Fama y French (1993)

Por la teoría del arbitraje de Ross (1976), la rentabilidad esperada de un activo financiero puede ser modelado como una función lineal de factores de riesgo sistemáticos. Específicamente, el modelo propuesto por Fama & French (1993) nace de esta teoría y es comúnmente usado en las finanzas para estimar retornos de acciones. Este modelo usa regresiones asumiendo que los retornos esperados son una combinación lineal de los siguientes factores:

- Factor de “Mercado” (*EMKT*): Representa el exceso de retorno de todas las acciones listadas de EE.UU. ponderados por sus tamaños bursátiles menos la tasa libre de riesgo  $R_f$ .
- Factor de “Tamaño” (*SMB*): Representa el exceso de retornos promedio de un portafolio que se va largo en acciones de empresas de capitalización bursátil pequeña y corto en empresas grandes.



- Factor de “Valor” (*HML*): Representa el exceso de retornos promedio de un portafolio que se va largo en acciones de empresas con un alto ratio de valor libro de patrimonio sobre valor de mercado del mismo y corto en empresas con ratios bajos.<sup>6</sup>

La fórmula a continuación, explica la relación que hay entre los factores de riesgo y el exceso de retorno esperado del activo  $i$  sobre la tasa libre de riesgo definido por  $Rf$ ,

$$E[R_t^i] - Rf_t = \alpha_{FF-3}^i + \beta_{EMKT}^i EMKT_t + \beta_{SMB}^i SMB_t + \beta_{HML}^i HML_t + \varepsilon_t^i$$

Donde  $R_t^i$  rentabilidad del activo  $i$ ,  $\beta_j^i$  con  $j = \{EMKT, SMB, HML\}$  son las sensibilidades del  $i$ -ésimo activo a los  $j$ -factores de riesgo y  $\alpha_{FF-3}^i$  es el retorno anormal que no logra captar el modelo.

---

<sup>6</sup> Los portafolios de las acciones sorteados por sus capitalizaciones bursátiles y cocientes de valor libro/mercado de su patrimonio son formados de acuerdo a Fama y French (1993) y fueron obtenidos a través de la página web oficial de Kenneth French. Acciones de firmas listados públicamente en AMEX, NASDAQ y NYSE de EE.UU. son sorteados en percentiles según sus capitalizaciones bursátiles y cocientes de valor libro/mercado de su patrimonio. Los puntos de quiebre entre los percentiles obedecen a la mediana de sus valores listados en NYSE. Mayor detalle sobre su construcción está en la página web oficial de Kenneth French.

## 10 Tablas

**Tabla 1:** Lista de los 92 consorcios bancarios de EE.UU. que se usaron para estimar la Probabilidad de Default implícita por Opciones diaria (*IPOD*) entre 1998-2011. “PERMNO” significa el número de identificación permanente de seguridad asignado por CRSP para cada acción de la empresa emisora. Éste nunca cambia durante la historia de la firma emisora del instrumento. “Log (Tamaño)” representa el promedio del valor de mercado del patrimonio en términos logarítmicos. El promedio de la capitalización bursátil de los consorcios bancarios equivale a 6.33. El promedio bursátil de los 15,904 activos de testeo equivale a 6.34.

	<b>Nombre de la empresa</b>	<b>Ticker</b>	<b>PERMNO</b>	<b>Log (Tamaño)</b>
1	AMCORE FINANCIAL INC	AMFI	10304	5.72
2	ASSOCIATED BANC CORP	ASBC	15318	6.40
3	BANK OF AMERICA CORP	BAC	59408	8.09
4	BANNER CORP	BANR	82575	5.5
5	BB&T CORP	BBT	71563	7.22
6	FRANKLIN RESOURCES INC	BEN	37584	7.26
7	BANK NEW YORK INC	BK	49656	7.46
8	BANK OF HAWAII CORP	BOH	16548	6.32
9	BOK FINANCIAL CORP	BOKF	76892	6.4
10	BOSTON PRIVATE FINL HLDGS INC	BPFH	80223	5.70
11	POPULAR INC	BPOP	16505	6.55
12	FIRST BUSEY CORP	BUSE	86382	5.59
13	BANCORPSOUTH INC	BXS	85789	6.16
14	CATHAY GENERAL BANCORP	CATY	76504	6.01
15	CAPITOL BANCORP LTD	CBC	76037	5.37
16	COMMERCE BANCORP INC NJ	CBH	86845	6.48
17	COMMERCE BANCSHARES INC	CBSH	25129	6.47
18	COMMUNITY BANK SYSTEM INC	CBU	86896	5.78
19	CULLEN FROST BANKERS INC	CFR	27888	6.39
20	CITIGROUP INC	C	70519	8.18
21	COMERICA INC	CMA	25081	6.89
22	COLONIAL BANCGROUP INC	CNB	24628	6.26
23	CAPITAL ONE FINANCIAL CORP	COF	81055	7.24
24	CORUS BANKSHARES INC	CORS	67046	5.85
25	CENTRAL PACIFIC FINANCIAL CORP	CPF	11628	5.67
26	CITIZENS BANKING CORP MI	CRBC	86685	5.94
27	CVB FINANCIAL CORP	CVBF	20395	5.92
28	CITY NATIONAL CORP	CYN	23916	6.39
29	EAST WEST BANCORP INC	EWBC	86719	6.28
30	FIRST BANCORP PR	FBP	11018	5.91
31	FIRST COMMONWEALTH FINANCIAL COR	FCF	77643	5.85
32	FIRST HORIZON NATIONAL CORP	FHN	36397	6.56
33	FIFTH THIRD BANCORP	FITB	34746	7.26
34	FIRST MIDWEST BANCORP DE	FMBI	35917	6.05
35	FIRSTMERIT CORP	FMER	35167	6.29
36	FNB CORP PA	FNB	10629	5.99
37	FRONTIER FINANCIAL CORP WA	FTBK	85978	5.75
38	FULTON FINANCIAL CORP PA	FULT	88197	6.27
39	GLACIER BANCORP INC NEW	GBCI	87952	5.88
40	HUNTINGTON BANCSHARES INC	HBAN	42906	6.70
41	HANCOCK HOLDING CO	HBHC	76684	6.08
42	HARLEYSVILLE NATIONAL CORP PA	HNBC	10638	5.60
43	IBERIABANK CORP	IBKC	81564	5.84
44	INTERNATIONAL BANCSHARES CORP	IBOC	85875	6.13
45	IRWIN FINANCIAL CORP	IFC	89237	5.65
46	JPMORGAN CHASE & CO	JPM	47896	8.06
47	KEYCORP NEW	KEY	64995	7.03
48	MB FINANCIAL INC NEW	MBFI	81541	5.88

49	M&T BANK CORP	MTB	35554	6.93
50	NEWALLIANCE BANCSHARES INC	NAL	90132	6.18
	<b>Nombre de la empresa</b>	<b>Ticker</b>	<b>PERMNO</b>	<b>Log (Tamaño)</b>
51	NBT BANCORP INC	NBTB	77415	5.78
52	NATIONAL CITY CORP	NCC	56232	7.22
53	NATIONAL PENN BANCSHARES INC	NPBC	56611	5.89
54	NORTHERN TRUST CORP	NTRS	58246	7.05
55	NEW YORK COMMUNITY BANCORP INC	NYB	79859	6.60
56	OLD NATIONAL BANCORP	ONB	12068	6.11
57	FIRST COMMUNITY BANCORP	FCBP	88343	5.97
58	PROVIDENT BANKSHARES CORP	PBKS	11823	5.82
59	PACIFIC CAPITAL BANCORP NEW	PCBC	83551	5.93
60	PROVIDENT FINANCIAL SVCS INC	PFS	89653	6.00
61	PNC FINANCIAL SERVICES GRP INC	PNC	60442	7.33
62	PRIVATEBANCORP INC	PVTB	87020	5.89
63	REGIONS FINANCIAL CORP NEW	RF	35044	6.98
64	STERLING BANCSHARES INC	SBIB	78009	5.71
65	SVB FINANCIAL GROUP	SIVB	11786	6.22
66	SYNOVUS FINANCIAL CORP	SNV	20053	6.71
67	SUNTRUST BANKS INC	STI	68144	7.24
68	STERLING FINANCIAL CORP WASH	STSA	11056	5.77
69	STATE STREET CORP	STT	72726	7.26
70	SUSQUEHANNA BANCSHARES INC PA	SUSQ	73809	6.03
71	TEXAS CAPITAL BANCSHARES INC	TCBI	89826	5.97
72	TCF FINANCIAL CORP	TCB	10375	6.42
73	TRUSTMARK CORP	TRMK	35263	6.16
74	SOUTH FINL GROUP INC	TSFG	10825	5.95
75	UNIONBANCAL CORP	UB	20694	6.81
76	UNITED BANKSHARES INC	UBSI	11369	6.07
77	UNITED COMMUNITY BANKS INC GA	UCBI	89323	5.84
78	UMB FINANCIAL CORP	UMBF	78829	6.14
79	UMPQUA HOLDINGS CORP	UMPQ	86004	5.99
80	US BANCORP DEL	USB	66157	7.64
81	VALLEY NATIONAL BANCORP	VLY	80072	6.32
82	WESTAMERICA BANCORPORATION	WABC	82107	6.13
83	WESTERN ALLIANCE BANCORPORATION	WAL	90776	5.93
84	WACHOVIA CORP 2ND NEW	WB	36469	7.72
85	WEBSTER FINL CORP WATERBURY CONN	WBS	10932	6.20
86	WELLS FARGO & CO NEW	WFC	38703	8.03
87	W HOLDING CO INC	WHI	93105	5.86
88	WILMINGTON TRUST CORP	WL	83030	6.27
89	WESBANCO INC	WSBC	11293	5.74
90	WINTRUST FINANCIAL CORPORATION	WTFC	84636	5.92
91	WHITNEY HOLDING CORP	WTNY	77053	6.10
92	ZIONS BANCORP	ZION	84129	6.66

**Tabla 2:** Momentos estadísticos y rangos diarios de las medidas implícitas y su primera diferencia respectiva.  $VXO$  es la medida de volatilidad agregada implícita y  $\Delta VXO$  es su primera diferencia diaria;  $IC$  es la medida de correlación agregada implícita y  $\Delta IC$  es su primera diferencia diaria;  $IPOD$  es la medida de probabilidad de default implícita agregada y  $\Delta IPOD$  es su primera diferencia diaria. Panel A es la muestra completa entre 1998-2011 (hasta 2010, para  $IC$  y  $\Delta IC$ ) y el Panel B solo hasta 2007. Todas las unidades están en porcentajes.

Panel A: 1998-2011 (2010).

	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
<b>VXO</b>	23.48	9.92	9.05	87.24
<b><math>\Delta VXO</math></b>	0.00	2.06	-25.71	17.28
<b>IC</b>	48.47	15.11	14.56	97.17
<b><math>\Delta IC</math></b>	-0.01	4.71	-27.36	41.38
<b>IPOD</b>	1.02	1.89	0.00	18.61
<b><math>\Delta IPOD</math></b>	0.00	1.18	-13.95	13.88

Panel B: 1998-2007.

	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
<b>VXO</b>	21.77	8.17	9.05	50.48
<b><math>\Delta VXO</math></b>	0.00	1.57	-8.48	11.07
<b>IC</b>	46.12	15.16	14.55	97.17
<b><math>\Delta IC</math></b>	-0.01	4.67	-23.93	41.38
<b>IPOD</b>	0.46	1.12	0.00	14.18
<b><math>\Delta IPOD</math></b>	0.00	1.23	-13.95	13.88

**Tabla 3:** Matriz de correlación por pareja por método de Pearson de medidas implícitas y primera diferencias diarias respectivas. *VXO* es la medida de volatilidad agregada implícita y  $\Delta VXO$  es su primera diferencia diaria; *IC* es la medida de correlación agregada implícita y  $\Delta IC$  es su primera diferencia diaria; *IPOD* es la medida de probabilidad de default implícita agregada y  $\Delta IPOD$  es su primera diferencia diaria. Panel A es la muestra completa entre 1998-2011 (hasta 2010, para *IC* y  $\Delta IC$ ) y el Panel B solo hasta 2007.

Panel A: 1998-2011 (2010).

	<i>VXO</i>	$\Delta VXO$	<i>IC</i>	$\Delta IC$	<i>IPOD</i>	$\Delta IPOD$
<b><i>VXO</i></b>	1	0.10	0.49	0.05	0.63	0.02
<b><math>\Delta VXO</math></b>		1	0.09	0.59	0.04	0.18
<b><i>IC</i></b>			1	0.15	0.35	0.01
<b><math>\Delta IC</math></b>				1	0.01	0.07
<b><i>IPOD</i></b>					1	0.31
<b><math>\Delta IPOD</math></b>						1

Panel B: 1998-2007.

	<i>VXO</i>	$\Delta VXO$	<i>IC</i>	$\Delta IC$	<i>IPOD</i>	$\Delta IPOD$
<b><i>VXO</i></b>	1	0.10	0.41	0.05	0.36	0.01
<b><math>\Delta VXO</math></b>		1	0.10	0.61	0.03	0.05
<b><i>IC</i></b>			1	0.15	0.19	0.01
<b><math>\Delta IC</math></b>				1	0.00	0.02
<b><i>IPOD</i></b>					1	0.55
<b><math>\Delta IPOD</math></b>						1

**Tabla 4:** Matriz de correlación por pareja por método de Pearson de Factores de Control e Innovaciones de medidas implícitas mensuales, es decir, primera diferencia mensual respectiva. *VXO* es la medida de volatilidad agregada implícita y  $\Delta VXO$  es su primera diferencia mensual; *IC* es la medida de correlación agregada implícita y  $\Delta IC$  es su primera diferencia mensual; *IPOD* es la medida de probabilidad de default implícita agregada y  $\Delta IPOD$  es su primera diferencia mensual; *EMKT* es el factor de riesgo de “Mercado”, *SMB* es el factor de riesgo de “Tamaño” y *HML* es el factor de riesgo de “Valor”, todos del modelo de 3 factores de Fama-French (1993); *MOM* es el factor de riesgo de “Momento” de Jegadeesh y Titman (1993); *LIQ* es el factor de riesgo de las innovaciones de “Liquidez” de Pastor y Stambaugh (2003). Panel A es la muestra completa entre 1998-2011 (hasta 2010, para  $\Delta IC$ ) y el Panel B solo hasta 2007.

Panel A: 1998-2011 (2010).

Panel B: 1998-2007.

	$\Delta VXO$	$\Delta IC$	$\Delta IPOD$
<b><math>\Delta VXO</math></b>	1	0.64	0.16
<b><math>\Delta IC</math></b>		1	-0.01
<b><math>\Delta IPOD</math></b>			1
<b><i>EMKT</i></b>	-0.75	-0.43	-0.20
<b><i>SMB</i></b>	-0.23	-0.19	-0.03
<b><i>HML</i></b>	0.16	0.09	-0.12
<b><i>MOM</i></b>	0.25	0.00	0.21
<b><i>LIQ</i></b>	-0.15	-0.12	-0.07

	$\Delta VXO$	$\Delta IC$	$\Delta IPOD$
<b><math>\Delta VXO</math></b>	1	0.60	-0.02
<b><math>\Delta IC</math></b>		1	-0.07
<b><math>\Delta IPOD</math></b>			1
<b><i>EMKT</i></b>	-0.76	-0.36	0.01
<b><i>SMB</i></b>	-0.21	-0.18	0.03
<b><i>HML</i></b>	0.34	0.16	-0.05
<b><i>MOM</i></b>	0.27	-0.01	0.11
<b><i>LIQ</i></b>	-0.11	-0.08	-0.09

**Tabla 5:** Regresiones usando Volatilidad Implícita  $VXO$  entre enero 1998 a diciembre 2011. Se forman portafolios en quintiles todos los meses regresando sobre el exceso de retorno individual de acciones usando  $\Delta VXO$  de la ecuación (3.1), con data diaria de la ventana de estimación previa. Los activos son sorteados en quintiles en orden creciente al coeficiente  $\beta_{\Delta VXO}$ . Media reporta retornos simples, no exceso. Medias y Alfas de CAPM y FF-3 equivalen a retornos mensuales en términos porcentuales. “5-1” representa diferencia de quintiles 5 y 1. Última columna muestra los coeficientes incondicionales ex post  $\beta_{FVXO}$  sobre la serie completa. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

	Quintil	Media	Desv. Est.	Alfa de Jensen		Coeficientes de Factores			
				CAPM	FF-3	$\beta_{\Delta VXO}$ Pre-form.	$\beta_{FVXO}$ Pre-form.	$\beta_{\Delta VXO}$ Pos-form.	SC $\beta_{FVXO}$ Pos-form.
Pre=1	1	0.95	6.25	0.57 <b>[2.91]</b>	0.55 <b>[2.81]</b>	-1.03	-1.29	0.01	-3.41 [-1.27]
	2	0.64	4.54	0.26 <b>[2.47]</b>	0.28 <b>[2.73]</b>	-0.32	-0.50	-0.02	1.64 [1.19]
	3	0.45	4.60	0.06 [0.66]	0.05 [0.58]	0.03	-0.02	-0.01	0.96 [0.85]
	4	0.46	5.39	0.04 [0.40]	0.01 [0.12]	0.40	0.48	0.01	0.94 [0.68]
	5	0.04	7.99	-0.39 [-1.44]	-0.45 [-1.81]	1.21	1.50	0.05	1.54 [0.48]
	5-1	-0.91 <b>[-2.39]</b>		-1.18 <b>[-3.32]</b>	-1.22 <b>[-3.58]</b>				
Pre=3	1	0.43	6.00	0.09 [0.48]	0.10 [0.52]	-0.53	1.08	1.05	-0.70 [-0.34]
	2	0.56	4.55	0.24 <b>[2.34]</b>	0.26 <b>[2.6]</b>	-0.17	0.95	0.94	-2.40 <b>[-2.23]</b>
	3	0.48	4.69	0.13 [1.29]	0.12 [1.19]	0.03	0.93	0.94	1.03 [1.16]
	4	0.41	5.47	0.07 [0.54]	0.03 [0.22]	0.24	1.01	1.01	-0.47 [-0.4]
	5	0.21	8.05	-0.07 [-0.23]	-0.15 [-0.51]	0.69	1.16	1.18	-0.06 [-0.03]
	5-1	-0.22 [-0.56]		-0.38 [-0.92]	-0.45 [-1.15]				
Pre=6	1	0.58	5.23	0.30 [1.71]	0.33 [1.88]	-0.37	1.08	1.06	-1.18 [-1.04]
	2	0.54	4.45	0.23 <b>[2.09]</b>	0.26 <b>[2.42]</b>	-0.12	0.95	0.95	-1.65 <b>[-2.36]</b>
	3	0.37	4.68	0.05 [0.44]	0.02 [0.22]	0.03	0.93	0.94	0.27 [0.46]
	4	0.52	5.70	0.18 [1.32]	0.14 [1.03]	0.18	1.01	1.01	-0.73 [-0.84]
	5	0.22	9.20	-0.08 [-0.24]	-0.19 [-0.59]	0.52	1.18	1.19	0.81 [0.43]
	5-1	-0.36 [-0.75]		-0.74 [-1.36]	3.00 [-1.78]				
Pre=8	1	0.91	4.97	0.51 <b>[2.85]</b>	0.54 <b>[3.09]</b>	-0.32	1.08	1.07	-0.37 [-0.39]
	2	0.60	4.38	0.18 [1.69]	0.23 <b>[2.21]</b>	-0.10	0.95	0.95	-0.35 [-0.63]
	3	0.52	4.55	0.10 [0.94]	0.09 [0.81]	0.02	0.94	0.94	-0.36 [-0.72]
	4	0.42	5.71	-0.04 [-0.29]	-0.10 [-0.72]	0.16	1.02	1.02	-1.14 [-1.43]
	5	0.27	9.19	-0.19 [-0.52]	-0.35 [-1.02]	0.46	1.19	1.20	0.44 [0.31]
	5-1	-0.64 [-1.31]		-0.92 [-1.96]	-1.11 <b>[-2.53]</b>				

**Tabla 6:** Regresiones usando Volatilidad Implícita  $VXO$  entre enero 1998 a diciembre 2007. Se forman portafolios en quintiles todos los meses regresando sobre el exceso de retorno individual de acciones usando  $\Delta VXO$  de la ecuación (3.1), con data diaria de la ventana de estimación previa. Los activos son sorteados en quintiles en orden creciente al coeficiente  $\beta_{\Delta VXO}$ . Media reporta retornos simples, no exceso. Medias y Alfas de CAPM y FF-3 equivalen a retornos mensuales en términos porcentuales. “5-1” representa diferencia de quintiles 5 y 1. Última columna muestra los coeficientes incondicionales ex post  $\beta_{FVXO}$  sobre la serie completa. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

	Quintil	Media	Desv. Est.	Alfa de Jensen		Coeficientes de Factores			
				CAPM	FF-3	$\beta_{\Delta VXO}$ Pre-form.	$\beta_{FVXO}$ Pre-form.	$\beta_{\Delta VXO}$ Pos-form.	SC $\beta_{FVXO}$ Pos-form.
Pre=1	1	1.18	5.92	0.59 <b>[2.58]</b>	0.60 <b>[2.62]</b>	-1.17	-1.48	0.00	-7.70 [-1.93]
	2	0.73	4.11	0.21 [1.68]	0.16 [1.31]	-0.37	-0.58	-0.02	-1.50 [-0.73]
	3	0.61	3.91	0.09 [0.75]	0.02 [0.15]	0.03	-0.03	-0.01	2.60 [1.55]
	4	0.65	4.74	0.10 [0.74]	0.06 [0.47]	0.44	0.56	0.02	3.20 [1.49]
	5	0.24	7.76	-0.41 [-1.28]	-0.29 [-1.05]	1.34	1.73	0.07	4.90 [1.04]
	5-1	-0.94 [-1.92]		-1.29 <b>[-3.03]</b>	-1.20 <b>[-2.99]</b>				
Pre=3	1	0.58	5.75	0.10 [0.45]	0.04 [0.18]	-0.60	1.08	1.05	2.67 [0.92]
	2	0.73	4.04	0.29 <b>[2.3]</b>	0.22 [1.92]	-0.19	0.94	0.94	-0.91 [-0.63]
	3	0.62	4.14	0.15 [1.14]	0.08 [0.61]	0.03	0.91	0.93	2.05 [1.5]
	4	0.52	4.82	0.05 [0.33]	0.06 [0.41]	0.26	0.99	0.99	0.29 [0.16]
	5	0.32	7.55	-0.13 [-0.34]	0.06 [0.19]	0.77	1.18	1.20	-4.46 [-1.48]
	5-1	-0.26 [-0.57]		-0.52 [-1.04]	-0.26 [-0.59]				
Pre=6	1	0.82	4.86	0.40 [1.9]	0.31 [1.52]	-0.42	1.09	1.07	-0.64 [-0.38]
	2	0.66	4.01	0.23 [1.74]	0.14 [1.18]	-0.13	0.95	0.96	-3.10 <b>[-3.17]</b>
	3	0.52	4.03	0.08 [0.58]	0.01 [0.07]	0.03	0.91	0.92	1.79 [1.97]
	4	0.67	4.89	0.22 [1.29]	0.27 [1.61]	0.19	0.98	0.99	1.05 [0.84]
	5	0.38	8.81	-0.14 [-0.34]	0.11 [0.32]	0.57	1.19	1.20	1.13 [0.43]
	5-1	-0.44 [-0.76]		-0.83 [-1.6]	-0.49 [-1.14]				
Pre=8	1	1.25	4.48	0.66 <b>[3.12]</b>	0.52 <b>[2.61]</b>	-0.37	1.10	1.08	0.69 [0.53]
	2	0.77	3.92	0.18 [1.43]	0.14 [1.15]	-0.12	0.95	0.95	0.36 [0.47]
	3	0.72	3.69	0.15 [1.13]	0.10 [0.78]	0.02	0.91	0.92	-0.32 [-0.45]
	4	0.51	4.82	-0.13 [-0.69]	-0.06 [-0.35]	0.17	0.99	0.99	0.61 [0.54]
	5	0.50	8.70	-0.28 [-0.66]	-0.03 [-0.08]	0.51	1.20	1.21	-0.10 [-0.06]
	5-1	-0.75 [-1.28]		-1.23 <b>[-2.22]</b>	-0.84 [-1.88]				

**Tabla 7:** Regresiones usando Correlación Implícita  $IC$  entre enero 1998 a diciembre 2010. Se forman portafolios en quintiles todos los meses regresando sobre el exceso de retorno individual de acciones usando  $\Delta IC$  de la ecuación (3.2), con data diaria de la ventana de estimación previa. Los activos son sorteados en quintiles en orden creciente al coeficiente  $\beta_{\Delta IC}$ . Media reporta retornos simples, no exceso. Medias y Alfas de CAPM y FF-3 equivalen a retornos mensuales en términos porcentuales. “5-1” representa diferencia de quintiles 5 y 1. Última columna muestra los coeficientes incondicionales ex post  $\beta_{FIC}$  sobre la serie completa. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

	Quintil	Media	Desv. Est.	Alfa de Jensen		Coeficientes de Factores			
				CAPM	FF-3	$\beta_{\Delta IC}$ form.	Pre- $\beta_{FIC}$ form.	Pre- $\beta_{\Delta IC}$ form.	Pos- $\beta_{FIC}$ Pos-form.
Pre=1	1	0.48	7.14	0.07 [0.26]	0.03 [0.11]	-0.27	-0.38	-0.01	-0.31 [-0.25]
	2	0.75	5.17	<b>0.33</b> [2.92]	<b>0.33</b> [3]	-0.08	-0.14	0.00	-0.65 [-1.05]
	3	0.71	4.51	0.29 [3.03]	0.28 [3.05]	0.00	0.00	0.00	0.41 [1.05]
	4	0.54	5.02	0.14 [1.16]	0.12 [1]	0.09	0.14	0.01	0.01 [0.02]
	5	0.18	7.12	-0.24 [-0.91]	-0.27 [-1.12]	0.28	0.40	0.01	0.89 [0.77]
	5-1	-0.30 [-0.74]		-0.53 [-1.32]	-0.53 [-1.34]				
Pre=3	1	0.42	6.95	0.07 [0.28]	-0.01 [-0.03]	-0.14	-0.35	-0.09	1.40 [1.05]
	2	0.45	5.01	0.10 [0.92]	0.12 [1.02]	-0.05	-0.13	-0.03	0.49 [0.85]
	3	0.51	4.73	0.17 [1.64]	0.17 [1.63]	0.01	0.00	0.00	-0.01 [-0.02]
	4	0.49	5.16	0.16 [1.15]	0.15 [1.06]	0.06	0.12	0.04	-0.92 [-1.55]
	5	0.43	7.47	0.13 [0.45]	0.07 [0.25]	0.16	0.32	0.10	0.69 [0.55]
	5-1	0.01 [0.03]		-0.15 [-0.34]	-0.13 [-0.31]				
Pre=6	1	0.81	6.46	<b>0.48</b> [2.11]	0.37 [1.71]	-0.10	-0.29	-0.08	1.29 [1.47]
	2	0.35	5.01	0.01 [0.1]	0.02 [0.16]	-0.03	-0.10	-0.02	0.49 [1.11]
	3	0.42	4.77	0.07 [0.64]	0.07 [0.6]	0.01	-0.01	0.00	-0.03 [-0.07]
	4	0.41	5.36	0.11 [0.72]	0.11 [0.74]	0.04	0.09	0.04	-0.17 [-0.32]
	5	0.45	7.83	0.11 [0.37]	0.09 [0.34]	0.12	0.28	0.10	-0.95 [-1.05]
	5-1	-0.36 [-0.87]		-0.61 [-1.5]	-0.53 [-1.38]				
Pre=8	1	0.95	6.19	<b>0.48</b> [2.02]	0.38 [1.66]	-0.08	-0.32	-0.07	0.83 [1]
	2	0.65	4.81	0.19 [1.81]	0.19 [1.92]	-0.03	-0.14	-0.02	0.51 [1.39]
	3	0.45	4.59	0.02 [0.14]	0.02 [0.16]	0.01	-0.02	0.01	0.07 [0.2]
	4	0.38	5.43	-0.07 [-0.41]	-0.06 [-0.38]	0.04	0.07	0.03	-0.22 [-0.51]
	5	0.39	7.99	-0.11 [-0.37]	-0.18 [-0.64]	0.10	0.26	0.09	-1.08 [-1.41]
	5-1	-0.56 [-1.27]		-0.81 [-1.86]	-0.78 [-1.93]				



**Tabla 8:** Regresiones usando Correlación Implícita  $IC$  entre enero 1998 a diciembre 2007. Se crean portafolios en quintiles todos los meses regresando sobre el exceso de retorno individual de acciones usando  $\Delta IC$  de la ecuación (3.2), con data diaria de la ventana de estimación previa. Los activos son sorteados en quintiles en orden creciente al coeficiente  $\beta_{\Delta IC}$ . Media reporta retornos simples, no exceso. Medias y Alfas de CAPM y FF-3 equivalen a retornos mensuales en términos porcentuales. “5-1” representa diferencia de quintiles 5 y 1. Última columna muestra los coeficientes incondicionales ex post  $\beta_{FIC}$  sobre la serie completa. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

	Quintil	Media	Desv. Est.	Alfa de Jensen		Coeficientes de Factores			
				CAPM	FF-3	$\beta_{\Delta IC}$ form.	Pre- $\beta_{FIC}$ form.	Pre- $\beta_{\Delta IC}$ form.	Pos- $\beta_{FIC}$ Pos-form.
Pre=1	1	0.56	6.65	-0.03 [-0.09]	0.03 [0.11]	-0.28	-0.39	-0.01	-0.96 [-0.7]
	2	0.89	4.56	0.34 <b>[2.6]</b>	0.29 <b>[2.36]</b>	-0.09	-0.14	-0.01	-0.80 [-1.1]
	3	0.86	3.91	0.34 <b>[3.05]</b>	0.28 <b>[2.61]</b>	0.00	0.00	0.00	0.26 [0.6]
	4	0.71	4.46	0.18 [1.38]	0.13 [1.03]	0.09	0.13	0.01	0.32 [0.52]
	5	0.23	7.07	-0.40 [-1.35]	-0.33 [-1.24]	0.29	0.41	0.01	1.42 [1.08]
	5-1	-0.33 [-0.69]		-0.66 [-1.47]	-0.65 [-1.46]				
Pre=3	1	0.41	6.45	-0.07 [-0.28]	-0.10 [-0.38]	-0.15	-0.36	-0.09	0.69 [0.43]
	2	0.57	4.64	0.10 [0.76]	0.05 [0.4]	-0.05	-0.14	-0.03	-0.02 [-0.03]
	3	0.65	4.07	0.20 [1.74]	0.14 [1.29]	0.00	-0.01	0.00	-0.20 [-0.37]
	4	0.60	4.56	0.15 [1.01]	0.15 [1.03]	0.06	0.13	0.04	-0.63 [-0.89]
	5	0.53	7.10	0.06 [0.17]	0.17 [0.6]	0.16	0.36	0.11	2.03 [1.36]
	5-1	0.12 [0.21]		-0.13 [-0.27]	0.01 [0.03]				
Pre=6	1	0.77	6.02	0.30 [1.23]	0.21 [0.85]	-0.10	-0.31	-0.08	0.07 [0.07]
	2	0.42	4.52	-0.04 [-0.3]	-0.08 [-0.68]	-0.03	-0.12	-0.03	0.37 [0.67]
	3	0.65	4.11	0.19 [1.57]	0.15 [1.23]	0.00	-0.02	0.00	0.21 [0.44]
	4	0.53	4.80	0.10 [0.62]	0.10 [0.63]	0.04	0.11	0.04	0.00 [0]
	5	0.72	7.42	0.23 [0.7]	0.38 [1.42]	0.12	0.33	0.10	-0.21 [-0.21]
	5-1	-0.05 [-0.09]		-0.36 [-0.79]	-0.11 [-0.26]				
Pre=8	1	0.93	5.66	0.27 [1.07]	0.15 [0.59]	-0.09	-0.33	-0.07	-0.60 [-0.6]
	2	0.74	4.28	0.13 [1]	0.07 [0.61]	-0.03	-0.16	-0.02	0.22 [0.46]
	3	0.64	3.84	0.07 [0.58]	0.02 [0.14]	0.00	-0.02	0.00	0.13 [0.37]
	4	0.62	4.70	0.00 [0.02]	0.04 [0.24]	0.04	0.09	0.03	0.05 [0.09]
	5	0.80	7.56	0.07 [0.18]	0.29 [1.03]	0.10	0.34	0.09	-0.64 [-0.73]
	5-1	-0.13 [-0.24]		-0.49 [-0.99]	-0.13 [-0.31]				

**Tabla 9:** Regresiones usando POD Implícita  $IPOD$  entre enero 1998 a diciembre 2011. Se forman portafolios en quintiles todos los meses regresando sobre el exceso de retorno individual de acciones usando  $\Delta IPOD$  de la ecuación (3.3), con data diaria de la ventana de estimación previa. Activos son sorteados en quintiles en orden creciente al coeficiente  $\beta_{\Delta IPOD}$ . Media reporta retornos simples, no exceso. Medias y Alfas de CAPM y FF-3 equivalen a retornos mensuales en términos porcentuales. “5-1” representa diferencia de quintiles 5 y 1. Última columna muestra los coeficientes incondicionales ex post  $\beta_{FIPOD}$  sobre la serie completa. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

	Quintil	Media	Desv. Est.	Alfa de Jensen		Coeficientes de Factores			
				CAPM	FF-3	$\beta_{\Delta IPOD}$ Pre-form.	$\beta_{FIPOD}$ Pre-form.	$\beta_{\Delta IPOD}$ Pos-form.	SC $\beta_{FIPOD}$ Pos-form.
Pre=1	1	0.48	6.83	0.14 [0.49]	0.00 [0]	-15.38	-21.26	0.24	-6.58 [-0.78]
	2	0.76	5.08	0.36 <b>[2.99]</b>	0.35 <b>[2.93]</b>	-5.13	-7.65	-0.18	5.11 [137]
	3	0.56	4.61	0.17 [1.7]	0.16 [1.65]	-0.19	-0.72	-0.10	-0.79 [-0.29]
	4	0.45	4.97	0.06 [-.54]	0.08 [0.68]	4.76	6.59	0.06	0.33 [0.1]
	5	0.25	7.07	-0.19 [-0.73]	-0.15 [-0.61]	15.17	21.94	-0.10	-9.27 [-1.25]
	5-1	-0.23 [-0.57]		-0.54 [-1.19]	-0.35 [-0.86]				
Pre=3	1	0.56	6.83	0.31 [1.11]	0.16 [0.65]	-5.11	-11.56	-2.67	-1.99 [-0.49]
	2	0.40	5.15	0.05 [0.41]	0.01 [0.06]	-1.75	-4.65	-0.95	2.97 [1.37]
	3	0.59	4.42	0.27 <b>[2.65]</b>	0.26 <b>[2.61]</b>	-0.02	-0.91	0.00	2.41 [1.73]
	4	0.42	4.91	0.10 [0.86]	0.13 [1.26]	1.78	4.25	0.96	-1.86 [-1.05]
	5	0.11	7.32	-0.23 [-0.86]	-0.17 [-0.76]	5.55	14.08	3.05	-3.11 [-0.9]
	5-1	-0.45 [-1.11]		-0.77 [-1.7]	-0.57 [-1.53]				
Pre=6	1	0.83	6.97	0.55 [1.93]	0.39 [1.63]	-2.16	-5.15	-1.49	-3.19 [-1.33]
	2	0.54	5.11	0.22 [1.65]	0.17 [1.39]	-0.73	-2.38	-0.49	0.53 [0.41]
	3	0.49	4.61	0.17 [1.61]	0.18 [1.69]	0.00	-0.42	0.00	1.04 [0.92]
	4	0.44	5.17	0.10 [0.89]	0.14 [1.28]	0.75	2.12	0.52	0.60 [0.53]
	5	-0.06	7.33	-0.39 [-1.42]	-0.33 [-1.41]	2.31	6.32	1.60	0.48 [0.23]
	5-1	-0.89 <b>[-2.08]</b>		-1.15 <b>[-2.4]</b>	-0.94 <b>[-2.46]</b>				
Pre=8	1	0.97	6.65	0.56 [1.92]	0.39 [1.61]	-1.48	-4.45	-1.08	-2.41 [-1.14]
	2	0.73	4.89	0.31 <b>[2.24]</b>	0.25 <b>[2.08]</b>	-0.50	-2.40	-0.35	0.33 [0.29]
	3	0.63	4.60	0.20 [1.85]	0.21 <b>[1.95]</b>	-0.02	-0.67	-0.01	0.71 [0.74]
	4	0.46	5.05	0.02 [0.12]	0.05 [0.46]	0.46	1.37	0.32	0.81 [0.69]
	5	0.02	7.29	-0.44 [-1.57]	-0.41 [-1.7]	1.48	6.04	1.05	1.27 [0.62]
	5-1	-0.95 <b>[-2.27]</b>		-1.21 <b>[-2.48]</b>	-1.01 <b>[-2.61]</b>				

**Tabla 10:** Regresiones usando POD Implícita *IPOD* entre enero 1998 a diciembre 2007. Se forman portafolios en quintiles todos los meses regresando sobre el exceso de retorno individual de acciones usando  $\Delta IPOD$  de la ecuación (3.3), con data diaria de la ventana de estimación previa. Activos son sorteados en quintiles en orden creciente al coeficiente  $\beta_{\Delta IPOD}$ . Media reporta retornos simples, no exceso. Medias y Alfas de CAPM y FF-3 equivalen a retornos mensuales en términos porcentuales. “5-1” representa diferencia de quintiles 5 y 1. Última columna muestra los coeficientes incondicionales ex post  $\beta_{FIPOD}$  sobre la serie completa. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

	Quintil	Media	Desv. Est.	Alfa de Jensen		Coeficientes de Factores			
				CAPM	FF-3	$\beta_{\Delta IPOD}$ Pre-form.	$\beta_{FIPOD}$ Pre-form.	$\beta_{\Delta IPOD}$ Pos-form.	SC $\beta_{FIPOD}$ Pos-form.
Pre=1	1	0.63	5.81	0.08 [0.31]	0.03 [0.12]	-20.43	-28.28	0.60	-11.45 [-1.23]
	2	0.94	4.39	<b>0.40</b> <b>[2.76]</b>	<b>0.35</b> <b>[2.47]</b>	-6.87	-10.38	-0.23	4.71 [1.14]
	3	0.76	4.06	0.23 [1.91]	0.15 [1.33]	-0.30	-1.07	-0.18	-2.26 [-0.7]
	4	0.58	4.53	0.04 [0.30]	0.03 [0.24]	6.30	8.82	0.00	1.12 [0.29]
	5	0.45	6.93	-0.18 [-0.59]	-0.03 [-0.12]	20.20	29.61	-0.26	-5.42 [-0.63]
	5-1	-0.18 [-0.39]			-0.53 [-1.10]	-0.33 [-0.71]			
Pre=3	1	0.75	5.72	0.31 [1.31]	0.24 [1.00]	-6.63	-14.83	-3.32	-1.63 [-0.39]
	2	0.45	4.37	-0.01 [-0.04]	-0.11 [-0.88]	-2.33	-6.40	-1.26	3.21 [1.42]
	3	0.78	3.85	<b>0.35</b> <b>[2.72]</b>	<b>0.26</b> <b>[2.14]</b>	-0.05	-1.43	-0.03	2.17 [1.44]
	4	0.52	4.60	0.08 [0.62]	0.09 [0.70]	2.34	5.56	1.22	-1.22 [-0.57]
	5	0.27	7.32	-0.23 [-0.72]	-0.05 [-0.17]	7.34	19.02	3.98	-4.10 [-0.98]
	5-1	-0.48 [-0.99]			-0.84 [-1.86]	-0.58 [-1.40]			
Pre=6	1	1.12	5.74	<b>0.67</b> <b>[2.66]</b>	<b>0.51</b> <b>[2.13]</b>	-2.69	-6.33	-1.78	-4.63 [-1.92]
	2	0.65	4.04	0.23 [1.58]	0.13 [1.02]	-0.95	-3.24	-0.63	-0.13 [-0.12]
	3	0.58	4.14	0.15 [1.15]	0.11 [0.83]	-0.01	-0.64	-0.02	0.33 [0.26]
	4	0.52	4.90	0.06 [0.40]	0.09 [0.65]	0.96	2.81	0.66	0.95 [0.69]
	5	0.04	7.49	-0.44 [-1.30]	-0.27 [-0.89]	3.02	8.51	2.06	0.63 [0.27]
	5-1	-1.07 [-2.12]			-1.39 [-2.77]	-1.07 [-2.40]			
Pre=8	1	1.41	5.16	<b>0.79</b> <b>[3.09]</b>	<b>0.59</b> <b>[2.41]</b>	-1.78	-5.50	-1.23	-4.16 [-1.93]
	2	0.94	3.78	<b>0.37</b> <b>[2.53]</b>	<b>0.24</b> <b>[1.90]</b>	-0.64	-3.30	-0.45	-0.74 [-0.74]
	3	0.71	3.98	0.12 [0.94]	0.07 [0.55]	-0.03	-0.94	-0.02	0.14 [0.14]
	4	0.57	4.70	-0.06 [-0.35]	0.01 [0.04]	0.58	1.83	0.39	1.30 [0.89]
	5	0.13	7.38	-0.57 [-1.61]	-0.40 [-1.29]	1.91	8.27	1.32	1.51 [0.65]
	5-1	-1.28 [-2.59]			-1.65 [-3.20]	-1.28 [-2.80]			

**Tabla 11:** Matriz de correlación por pareja por método de Pearson de Factores de Control y Factores de seguimiento de las innovaciones de las medidas implícitas mensuales entre enero 1998 a diciembre 2011 (2010, para el caso de *FIC*). Pre={1, 3, 6, 8} indica la cantidad en meses de las ventanas de estimación móviles usados para calcular los betas de pre-formación. *FVXO* es el factor de seguimiento de la innovación de la medida de volatilidad agregada implícita; *FIC* es el factor de seguimiento de la innovación de la medida de correlación agregada implícita; *FIPOD* es el factor de seguimiento de la innovación de la medida de probabilidad de default implícita agregada; *EMKT* es el factor de riesgo de “Mercado”, *SMB* es el factor de riesgo de “Tamano” y *HML* es el factor de riesgo de “Valor”, todos del modelo de 3 factores de Fama-French (1993); *MOM* es el factor de riesgo de “Momento” de Jegadeesh y Titman (1993); *LIQ* es el factor de riesgo de las innovaciones de “Liquidez” de Pastor y Stambaugh (2003).

Pre=1	<i>FVXO</i>	<i>FIC</i>	<i>FIPOD</i>
<i>FVXO</i>	1	0.44	0.22
<i>FIC</i>		1	0.09
<i>FIPOD</i>			1
<i>EMKT</i>	-0.08	0.05	-0.14
<i>SMB</i>	-0.13	-0.09	-0.03
<i>HML</i>	-0.12	-0.03	-0.03
<i>MOM</i>	0.08	0.01	0.11
<i>LIQ</i>	-0.03	-0.06	0.05

Pre=3	<i>FVXO</i>	<i>FIC</i>	<i>FIPOD</i>
<i>FVXO</i>	1	-0.69	-0.21
<i>FIC</i>		1	0.19
<i>FIPOD</i>			1
<i>EMKT</i>	0.10	0.03	0.01
<i>SMB</i>	0.07	-0.07	0.05
<i>HML</i>	0.13	0.01	-0.02
<i>MOM</i>	0.09	-0.10	0.03
<i>LIQ</i>	0.15	-0.16	0.01

Pre=6	<i>FVXO</i>	<i>FIC</i>	<i>FIPOD</i>
<i>FVXO</i>	1	-0.72	-0.16
<i>FIC</i>		1	-0.26
<i>FIPOD</i>			1
<i>EMKT</i>	0.07	-0.06	0.02
<i>SMB</i>	-0.02	0.00	-0.02
<i>HML</i>	0.12	-0.08	0.03
<i>MOM</i>	0.07	-0.02	-0.01
<i>LIQ</i>	0.15	-0.13	0.00

Pre=8	<i>FVXO</i>	<i>FIC</i>	<i>FIPOD</i>
<i>FVXO</i>	1	-0.84	-0.24
<i>FIC</i>		1	0.06
<i>FIPOD</i>			1
<i>EMKT</i>	0.10	-0.10	-0.04
<i>SMB</i>	-0.02	0.01	-0.05
<i>HML</i>	0.04	0.04	0.04
<i>MOM</i>	0.11	-0.08	-0.04
<i>LIQ</i>	0.12	-0.12	-0.05

**Tabla 12:** Matriz de correlación por pareja mensual por método de Pearson de Factores de Control y Factores de seguimiento de las innovaciones de las medidas implícitas mensuales entre enero 1998 a diciembre 2007. Pre={1, 3, 6, 8} indica la cantidad en meses de las ventanas de estimación móviles usados para calcular los betas de pre-formación. *FVXO* es el factor de seguimiento de la innovación de la medida de volatilidad agregada implícita; *FIC* es el factor de seguimiento de la innovación de la medida de correlación agregada implícita; *FIPOD* es el factor de seguimiento de la innovación de la medida de probabilidad de default implícita agregada; *EMKT* es el factor de riesgo de “Mercado”, *SMB* es el factor de riesgo de “Tamano” y *HML* es el factor de riesgo de “Valor”, todos del modelo de 3 factores de Fama-French (1993); *MOM* es el factor de riesgo de “Momento” de Jegadeesh y Titman (1993); *LIQ* es el factor de riesgo de las innovaciones de “Liquidez” de Pastor y Stambaugh (2003).

Pre=1	FVXO	FIC	FIPOD	Pre=3	FVXO	FIC	FIPOD
<b>FVXO</b>	1	0.39	0.03	<b>FVXO</b>	1	-0.70	-0.04
<b>FIC</b>		1	0.03	<b>FIC</b>		1	0.14
<b>FIPOD</b>			1	<b>FIPOD</b>			1
<b>EMKT</b>	0.03	0.05	-0.05	<b>EMKT</b>	-0.02	0.09	0.10
<b>SMB</b>	-0.13	-0.09	0.00	<b>SMB</b>	0.07	-0.07	0.06
<b>HML</b>	-0.08	-0.04	0.01	<b>HML</b>	0.05	0.03	0.04
<b>MOM</b>	0.02	0.03	0.04	<b>MOM</b>	0.10	-0.14	0.00
<b>LIQ</b>	-0.20	-0.10	0.09	<b>LIQ</b>	0.06	-0.12	0.07

Pre=6	FVXO	FIC	FIPOD	Pre=8	FVXO	FIC	FIPOD
<b>FVXO</b>	1	-0.66	0.02	<b>FVXO</b>	1	-0.82	-0.07
<b>FIC</b>		1	-0.41	<b>FIC</b>		1	-0.08
<b>FIPOD</b>			1	<b>FIPOD</b>			1
<b>EMKT</b>	0.02	-0.01	0.05	<b>EMKT</b>	0.09	-0.06	-0.01
<b>SMB</b>	-0.01	0.00	-0.02	<b>SMB</b>	-0.02	0.03	-0.05
<b>HML</b>	0.08	-0.03	0.07	<b>HML</b>	-0.03	0.11	0.09
<b>MOM</b>	-0.03	0.01	0.01	<b>MOM</b>	-0.01	-0.01	0.00
<b>LIQ</b>	0.08	-0.09	0.02	<b>LIQ</b>	0.04	-0.05	-0.04

**Tabla 13:** Resultados de Regresiones Fama-Macbeth (1973) usando Factor de seguimiento de las innovaciones de la Volatilidad Implícita *FVXO* calculado con una ventana de estimación móvil de un mes. Los activos de testeo utilizados para estimar las primas por riesgo son 25 portafolios sorteados primero por la sensibilidad al factor de riesgo de “Mercado” y luego por *FVXO*, es decir,  $5 \times 5 = \beta_{EMKT} \times \beta_{FVXO}$ . *EMKT* es el factor de riesgo de “Mercado”, *SMB* es el factor de riesgo de “Tamano” y *HML* es el factor de riesgo de “Valor”, todos del modelo de 3 factores de Fama-French (1993); *MOM* es el factor de riesgo de “Momento” de Jegadeesh y Titman (1993); *LIQ* es el factor de riesgo de las innovaciones de “Liquidez” de Pastor y Stambaugh (2003). Valores de primas por riesgo de cada factor están en unidades mensuales y porcentuales. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

Panel A: 1998-2011

Panel B: 1998-2007

	I	II	III	I	II	III
<i>Constante</i>	0.268 [0.63]	0.607 [1.53]	0.715 <b>[1.99]</b>	0.082 [0.17]	0.029 [0.06]	0.031 [0.07]
<i>FVXO</i>	-0.040 <b>[-2.15]</b>	-0.031 [-1.49]	-0.026 [-1.26]	-0.021 [-1.63]	-0.021 [-1.62]	-0.021 [-1.73]
<i>EMKT</i>	0.312 [0.56]	-0.063 [-0.11]	-0.175 [-0.33]	0.484 [0.79]	0.542 [0.91]	0.539 [0.91]
<i>SMB</i>	-1.056 [-1.92]	-1.005 [-1.82]	-0.929 [-1.72]	-0.376 [-0.68]	-0.378 [-0.69]	-0.377 [-0.68]
<i>HML</i>	-0.070 [-0.13]	-0.103 [-0.19]	-0.135 [-0.25]	0.686 [1.19]	0.702 [1.21]	0.703 [1.21]
<i>MOM</i>		-1.554 [-1.47]	-1.429 [-1.39]		-0.433 [-0.42]	-0.439 [-0.42]
<i>LIQ</i>			-0.740 [-0.53]			0.937 [0.6]
<i>R2 Ajustado</i>	0.41	0.42	0.40	0.53	0.51	0.48

**Tabla 14:** Resultados de Regresiones Fama-Macbeth (1973) usando Factor de seguimiento de las innovaciones de la Probabilidad de Default Implícita *FIPOD* calculado con una ventana de estimación móvil de 8 meses. Los activos de testeo utilizados para estimar las primas por riesgo son 25 portafolios sorteados primero por la sensibilidad al factor de riesgo de “Mercado” y luego por *FIPOD*, es decir,  $5 \times 5 = \beta_{EMKT} \times \beta_{FIPOD}$ . *EMKT* es el factor de riesgo de “Mercado”, *SMB* es el factor de riesgo de “Tamaño” y *HML* es el factor de riesgo de “Valor”, todos del modelo de 3 factores de Fama-French (1993); *MOM* es el factor de riesgo de “Momento” de Jegadeesh y Titman (1993); *LIQ* es el factor de riesgo de las innovaciones de “Liquidez” de Pastor y Stambaugh (2003). Valores de primas por riesgo de cada factor están en unidades mensuales y porcentuales. Valores de primas por riesgo de cada factor están en unidades mensuales y porcentuales. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

	Panel A: 1998-2011			Panel B: 1998-2007		
	I	II	III	I	II	III
<i>Constante</i>	0.422 [1.69]	0.512 <b>[2.13]</b>	0.560 <b>[2.25]</b>	0.468 [1.73]	0.490 [1.86]	0.510 [1.85]
<i>FIPOD</i>	-0.014 [-0.45]	-0.009 [-0.29]	-0.015 [-0.49]	-0.072 <b>[-2.07]</b>	-0.072 <b>[-2.03]</b>	-0.072 <b>[-2.03]</b>
<i>EMKT</i>	-0.035 [-0.08]	-0.176 [-0.38]	-0.205 [-0.45]	0.081 [0.17]	0.042 [0.09]	0.025 [0.05]
<i>SMB</i>	0.505 [0.95]	0.588 [1.12]	0.473 [0.83]	0.413 [0.76]	0.456 [0.85]	0.445 [0.81]
<i>HML</i>	0.722 [1.54]	0.755 [1.6]	0.657 [1.31]	0.537 [1.12]	0.538 [1.12]	0.513 [1.07]
<i>MOM</i>		-0.736 [-0.62]	-0.885 [-0.73]		-0.290 [-0.29]	-0.304 [-0.31]
<i>LIQ</i>			0.558 [0.38]			0.765 [0.54]
<i>R2 Adjustado</i>	0.48	0.48	0.46	0.61	0.59	0.57

**Tabla 15:** Regresiones usando Volatilidad Implícita *VXO* entre enero 1986 a diciembre 2000, extraídos del estudio de Ang, Hodrick, Xing y Zhang (2006) usando las innovaciones de la Volatilidad Implícita *VXO* calculado con una ventana de estimación móvil de un mes. Resultados son muy similares a los estimados al replicar la metodología de Ang et al. (2006). Se forman portafolios en quintiles todos los meses regresando sobre el exceso de retorno individual de acciones usando  $\Delta VXO$  de la ecuación (3.1), con data diaria del mes previo. Los activos son sorteados en quintiles en orden creciente al coeficiente  $\beta_{\Delta VXO}$ . Media reporta retornos simples, no exceso. Medias y Alfas de CAPM y FF-3 equivalen a retornos mensuales en términos porcentuales. “5-1” representa diferencia de quintiles 5 y 1. Última columna muestra los coeficientes incondicionales ex post  $\beta_{FVXO}$  sobre la serie completa. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

			Alfa de Jensen		Coeficientes de Factores				
Quintil	Media	Desv. Est.	CAPM	FF-3	$\beta\Delta V_{XO}$	$\beta FV_{XO}$	$\beta\Delta V_{XO}$	$SC \beta FV_{XO}$	
					Pre-form.	Pre-form.	Pos-form.	Pos-form.	
Pre=1	1	1.64	5.53	0.27 [1.66]	0.30 <b>[2.81]</b>	-2.09	-2.00	-0.03	-5.06 <b>[-4.06]</b>
	2	1.39	4.43	0.18 [1.82]	0.09 <b>[2.73]</b>	-0.46	-0.42	-0.01	-2.72 <b>[-2.64]</b>
	3	1.36	4.40	0.13 [1.32]	0.08 [0.58]	0.03	0.08	0.01	-1.55 <b>[-2.86]</b>
	4	1.21	4.79	-0.08 [-0.87]	-0.06 [0.12]	0.54	0.62	0.02	3.62 <b>[4.53]</b>
	5	0.60	6.55	-0.88 <b>[-3.42]</b>	-0.05 <b>[-1.81]</b>	2.18	2.31	0.02	8.07 <b>[5.32]</b>
	5-1	-1.04 <b>[-3.90]</b>			-1.15 <b>[-3.54]</b>	-0.83 <b>[-3.58]</b>			

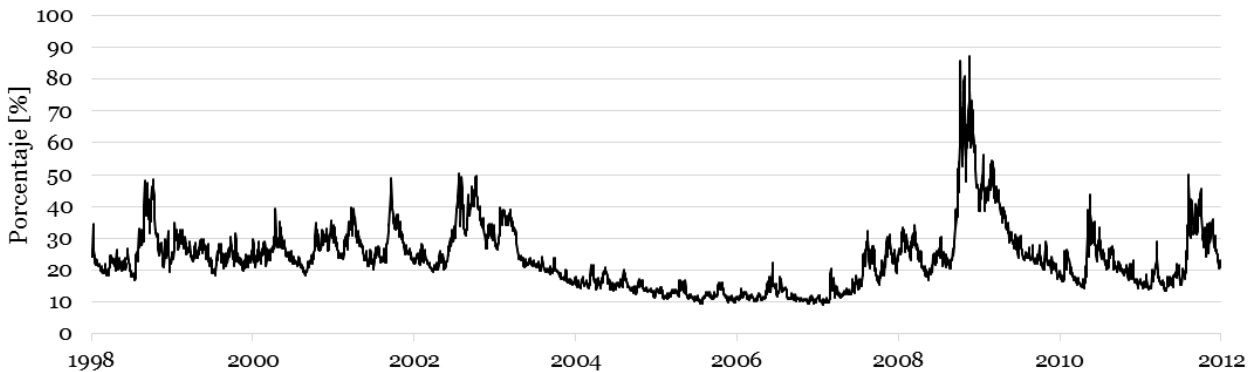
**Tabla 16:** Resultados Regresiones Fama-Macbeth (1973) extraído del estudio de Ang, Hodrick, Xing y Zhang (2006) usando Factor de seguimiento de las innovaciones de Volatilidad Implícita  $FV_{XO}$  calculado con una ventana de estimación de un mes para los años 1986 y 2000. Resultados son muy similares a los estimados al replicar la metodología de Ang et al. (2006). Los activos de testeo utilizados para estimar las primas por riesgo son 25 portafolios sorteados primero por la sensibilidad al factor de riesgo de “Mercado” y luego por  $FV_{XO}$ , es decir,  $5 \times 5 = \beta_{EMKT} \times \beta_{FV_{XO}}$ .  $EMKT$  es el factor de riesgo de “Mercado”,  $SMB$  es el factor de riesgo de “Tamano” y  $HML$  es el factor de riesgo de “Valor”, todos del modelo de 3 factores de Fama-French (1993);  $MOM$  es el factor de riesgo de “Momento” de Jegadeesh y Titman (1993);  $LIQ$  es el factor de riesgo de las innovaciones de “Liquidez” de Pastor y Stambaugh (2003). Valores de primas por riesgo de cada factor están en unidades mensuales y porcentuales. Estadísticos-t están en corchetes, y en negrita si son distintos de cero con un mínimo de 95% de confianza.

	I	II	III
<i>Constante</i>	-0.145 [-0.23]	-0.202 [-0.31]	-0.247 [-0.36]
<i>FV<sub>XO</sub></i>	-0.080 <b>[-2.49]</b>	-0.082 <b>[-2.39]</b>	-0.071 <b>[-2.02]</b>
<i>EMKT</i>	0.977 [1.11]	1.034 [1.13]	1.042 [1.13]
<i>SMB</i>	-0.638 [-1.24]	-0.608 [-1.13]	-0.699 [-1.25]
<i>HML</i>	-0.590 [-0.95]	-0.533 [-0.82]	-0.232 [-0.34]
<i>MOM</i>		0.827 [0.83]	0.612 [0.59]
<i>LIQ</i>			-0.021 [-1.00]
<i>R<sup>2</sup> Adjustado</i>	0.67	0.65	0.79

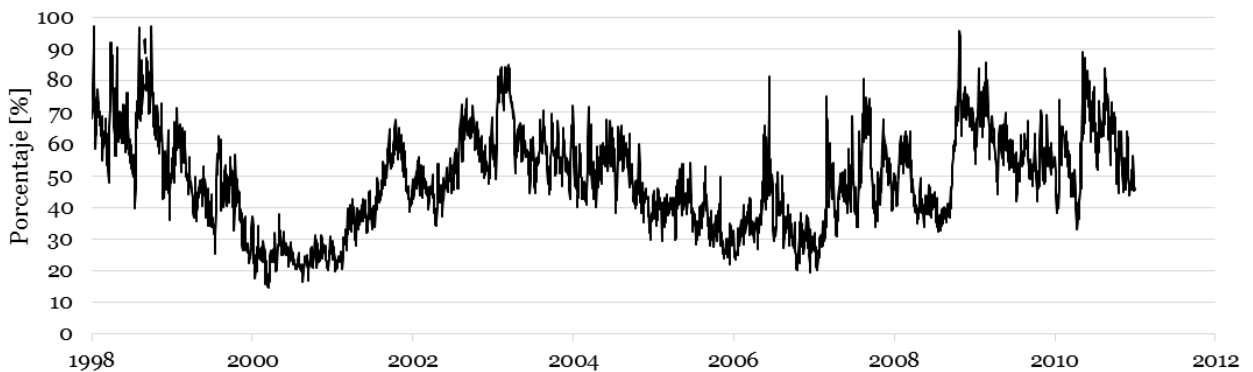
## 11 Figuras

**Figura 1:** Series de tiempo de las medidas implícitas diarias que reflejan variables sistemáticas. Todos los valores están en porcentajes. Se considera la muestra completa entre 1998-2011 (hasta 2010, para *IC*).

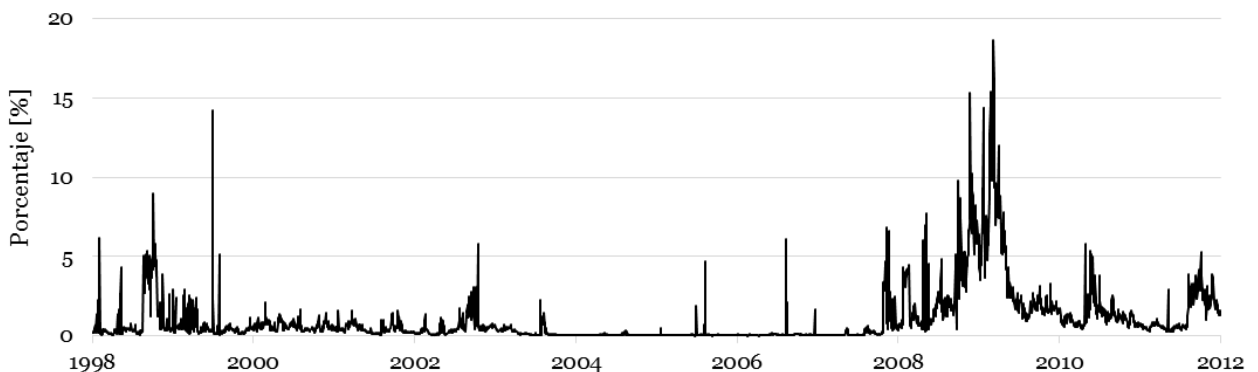
### Volatilidad Implícita: *VXO*



### Correlación Implícita: *IC*

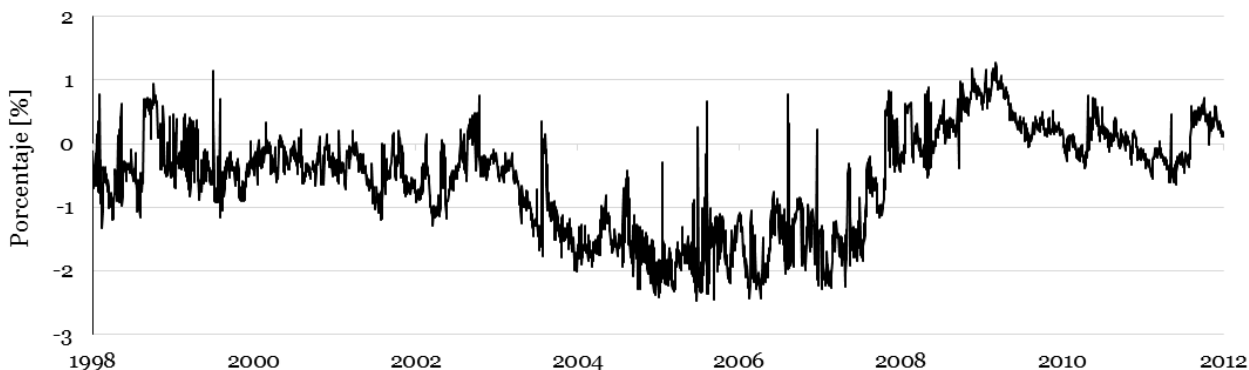


### Probabilidad de Default implícita por Opciones: *IPOD*



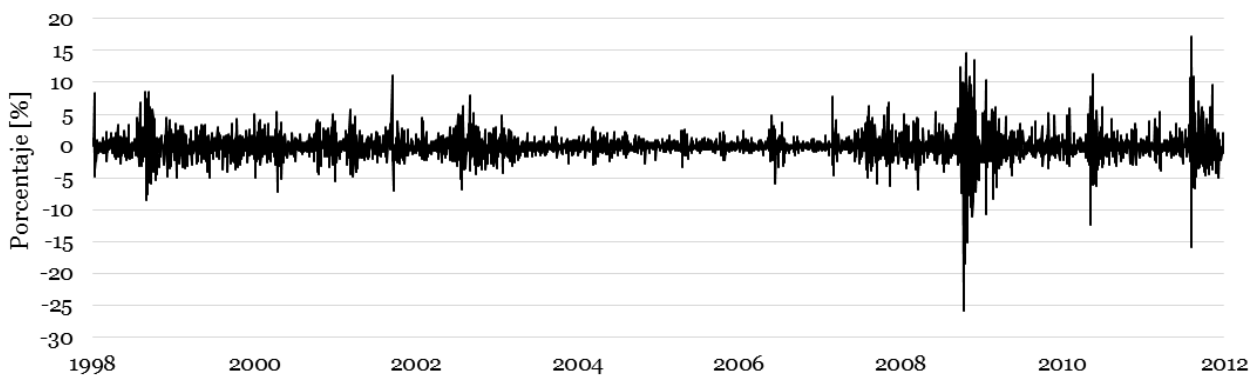


## Probabilidad de Default implícita por Opciones en términos logarítmicos en base 10: $\log IPOD$

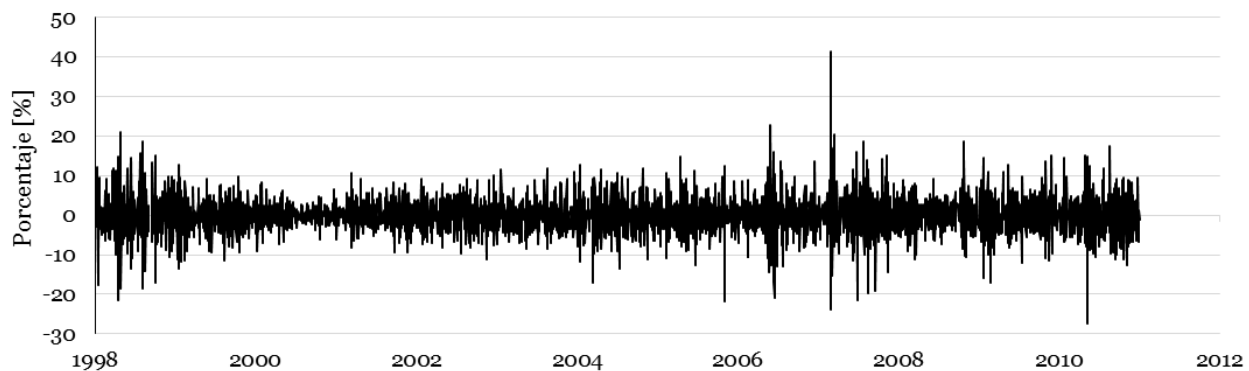


**Figura 2:** Series de tiempo de las innovaciones diarias de las medidas implícitas que reflejan variables sistemáticas. Las innovaciones se consideran la primera diferencia diaria de la serie original. Todos los valores están en porcentajes. Se considera la muestra completa entre 1998-2011 (hasta 2010, para  $IC$ ).

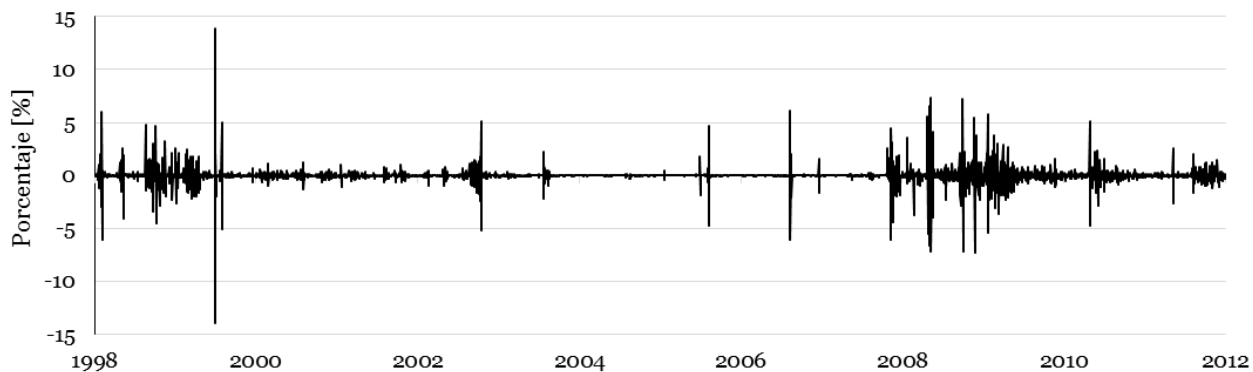
### Innovación de la Volatilidad Implícita: $\Delta VXO$



### Innovación de la Correlación Implícita: $\Delta IC$



### Innovación de la Probabilidad de Default implícita por Opciones: $\Delta IPOD$



### Innovación de la Probabilidad de Default implícita por Opciones en términos logarítmicos en base 10: $\Delta \log IPOD$

