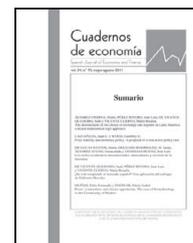




Asociación  
Cuadernos  
de economía

# Cuadernos de economía

www.cude.es



## ARTÍCULO

### Índice de Calidad Financiera (ICF)

Damià Rey Miró<sup>a</sup> and Pedro V. Piffaut, Ph.D.<sup>b</sup>

<sup>a</sup> *Barcelona Stock Exchange Studies (BME). Department of Economics, Universidad de Barcelona, Barcelona, España*

<sup>b</sup> *Columbia University in the City of New York, New York, USA*

#### JEL CODES

C01; C51; C53; G14;  
G15

#### KEYWORDS:

Stress index;  
Composite indicator;  
Real economy;  
Systemic risk;  
Financial quality  
index

**Abstract:** Once the financial crisis started in the middle of 2007, the financial authorities, as well as the main governments of developed economies, began to emphasize the importance of anticipating and estimating the systemic financial risks over the risk of a given sector. Beyond macroeconomic strength, if they have higher quality equity markets, countries should be better prepared to cope with potential volatility of capital flows. Consequently, the new European directive MIFID II (Markets in Financial Instruments Directive), which will come into force in January 2018, is based on the premises of the market's security, efficiency and transparency towards investors. The current work intends to develop an indicator that reinforces and measures the quality of the market, in particular the Spanish equity market, with the development of a new indicator called ICF (Financial Quality Index) that shows, in an objective way, the degree of maturity and market stability.

#### CÓDIGOS JEL

#### PALABRAS CLAVE:

Índice de estrés  
financiero;  
Indicador compuesto;  
Economía real;  
Riesgo sistemático;  
Índice de calidad  
financiera

**Resumen:** Una vez desencadenada la crisis económica que comenzó a mediados del año 2007, las autoridades financieras, así como los gobiernos de las principales economías del mundo desarrollado, comenzaron a enfatizar la importancia de anticipar y estimar los riesgos financieros sistémicos por sobre los riesgos de un determinado sector. Más allá de la solidez macroeconómica, los países estarán mejor preparados para convivir con la volatilidad potencial de las afluencias de capital si tienen mercados de renta variable de mayor calidad. Asimismo, la nueva directiva europea MIFID II (Markets in Financial Instruments Directive) que entrará en vigor a partir de enero de 2018, se inspira en las premisas de la seguridad, eficacia y transparencia del mercado hacia los inversores. El actual trabajo pretende desarrollar un indicador que refuerce y mida la calidad del mercado español, en particular el de renta variable, mediante el desarrollo de un nuevo indicador llamado ICF (Índice de Calidad Financiera) que muestra, de una manera objetiva, el grado de madurez y estabilidad del mercado.

*Los autores agradecen comentarios y contribuciones del Dr. Joan Hortalà, Presidente de la Bolsa de Barcelona, Domingo García, Director del Servicio de Estudio de BME, Beatriz Alonso, Directora de renta variable de BME, Alejandro Gómez y Victor Naranjo, miembros de supervisión de renta variable de BME, Andrea Gómez y Alejandro Ramón miembros del Servicio de estudios de la Bolsa de Barcelona y a Rafael Hortalà, Profesor de la London School of Economics.*

Correo electrónico: <sup>a</sup> [dreyam@grupobme.es](mailto:dreyam@grupobme.es); <sup>b</sup> [pnv2102@caa.columbia.edu](mailto:pnv2102@caa.columbia.edu)

<https://doi.org/10.32826/cude.v42i119.170>

0210-0266/© 2019 Asociación Cuadernos de Economía. Todos los derechos reservados

## 1. Introducción

La crisis iniciada ante el colapso de Lehman Brothers, ha acentuado la percepción del riesgo entre la comunidad financiera. La intervención y coordinación entre los diferentes bancos centrales e instituciones internacionales, comportó un hecho sin precedentes para salvaguardar el sistema financiero, tal como se enfatiza en diferentes trabajos de investigación que han querido plasmar el grado de riesgo sistemático de un mercado ante tales eventualidades. La tarea de detección y medición del estrés de los mercados a través de varios indicadores ha sido un avance notable para mejorar el funcionamiento de los mercados financieros.

Varias son las investigaciones que intentan medir el estrés de los mercados financieros. En España por ejemplo, recientemente la CNMV ha desarrollado un trabajo titulado “Spanish Financial Market Stress Index (FMSI)”, muy similar al trabajo inspirado de Holló, Kremer y Lo Duca, “Composite Indicator of Systemic Stress”. El actual trabajo de investigación pretende dar un enfoque complementario al realizado por la comunidad financiera. Por lo tanto, el trabajo no pretende capturar el estrés ni el riesgo sistemático, sino más bien capturar con la máxima objetividad posible, la calidad financiera sobre un segmento en particular del mercado financiero como lo son los activos de renta variable. Con ello, se persigue mejorar en transparencia y sobre todo mejorar la protección hacia el inversor. Asimismo, facilitar el acceso de las pymes a la financiación como también mejorar aspectos de negociación en ciertos mercados, son otros de los objetivos plasmados en la MIFID II.

El presente trabajo pretende desarrollar un índice que englobe ciertos parámetros relevantes del mercado, develando más información a los inversores y empresas a la hora de acceder al mercado bursátil español. Para ello, la investigación se ha enfocado en el mercado de renta variable español, con la pretensión de poder replicar el índice en otros segmentos, para así mejorar la transparencia en lo relativo, no únicamente a la negociación, pero también en poder reforzar la supervisión y el funcionamiento del mercado. Para el logro de estos objetivos, el presente trabajo se ha estructurado en cuatro partes. La primera muestra la literatura académica existente y explica la motivación detrás de la realización de la investigación. La segunda pretende proporcionar la agregación del indicador con todos los subíndices, a objeto de estudiar cada uno de los segmentos que son relevantes para poder capturar la calidad del mercado. El contrastar e identificar episodios pasados respecto de la evolución de la calidad del mercado financiero, ha sido fundamental para plasmar la evolución del propio mercado. Es evidente que el mercado de valores español está entre los más desarrollados del mundo. Valores como la seguridad, la solvencia, la eficiencia de los sistemas y la tecnología que lo soportan, son aspectos clave para el funcionamiento del mercado. Garantizar la transparencia y lo más importante, la formación del precio que permita a miles de inversores acceder al mercado en condiciones de equidad, son otros aspectos de relevancia para el desarrollo de un mercado eficiente. Una vez fundamentadas dichas bases, que no son pocas, se persigue mostrar el progreso medio de un mercado elaborando un indicador compuesto que evalúe tanto el mercado primario como el secundario como un todo. En

la tercera parte, dado que es necesario que las dimensiones captadas y su agregado tengan un carácter predictivo, se hace un estudio econométrico a través de los modelos Markov-Switching y otros análisis complementarios como los modelos VAR (Vectores Autoregresivos) con el objetivo de reflejar la robustez de la formulación planteada. En la cuarta, se presentan las principales conclusiones del trabajo.

## 2. Literatura existente

Desencadenada la crisis económica que comenzó a mediados del año 2007, las autoridades financieras, así como los gobiernos de las principales economías del mundo desarrollado, comenzaron a enfatizar la importancia de anticipar y estimar riesgos financieros sistémicos por encima de los riesgos de un determinado sector, como lo es el sector bancos e instituciones financieras. Es así como el FMI, el Consejo de Estabilidad Financiera, (FSB) y el Banco de Pagos Internacionales (BIS) establecieron un enfoque para evaluar la importancia sistémica de las instituciones financieras, así como de los mercados e instrumentos financieros disponibles (International Monetary Fund, Bank for International Settlements and Financial Stability, 2009).

La investigación académica no ha estado ajena a estos hechos y si bien han sido innumerables los tópicos de relevancia financiera que han dado lugar a interesantes y exhaustivas investigaciones relativas a la concentración, tamaño, asimetría de la información y riesgo moral, hacen que grandes instituciones bancarias sean identificadas, de manera justificada o no, como la principal fuente de riesgo sistémico a nivel global.

Algunos trabajos empíricos han centrado su atención en el riesgo desarrollando índices de estrés financiero (FSI), mediante la captura en tiempo real de aquellas variables que son relevantes. En este sentido, el trabajo seminal de Illing y Liu (2006) centrado en la composición de un índice de estrés financiero (Financial Stress Index - FSI) para la economía de Canadá y que se basa en la medición de un conjunto de indicadores de estrés financiero, tal vez puede ser considerado como un documento pionero en esta materia.

A esta investigación inicial y siguiendo una línea similar, le siguen otros estudios como los de Nelson y Perli (2007); Kritzman et al. (2010); Caldarelli, Elekdag y Lall (2011); y tal vez el que ha concitado la mayor atención, el estudio de Holló, Kremer y Lo Duca (2012). En éste último, los autores desarrollan un indicador compuesto de estrés sistémico (Composite Indicator of Systemic Stress - CISS) para la zona euro, sobre la base de datos provenientes de cinco segmentos de los mercados financieros europeos (mercados de renta variable, mercado de bonos, mercados monetarios, intermediarios financieros y mercado de divisas). Para ello, los autores estiman una Función de Distribución Acumulada (CDF) de quince variables tomando en cuenta posibles correlaciones cruzadas entre los diferentes segmentos de mercado.

A este enfoque inicial se adiciona aquellos que tienen en común la definición del riesgo sistémico como una pérdida extrema en una cartera de activos relacionados con los

balances de los intermediarios financieros, es decir, inversiones que hacen hincapié en la salud del sistema financiero. Al respecto, estudios como los de Segoviano y Goodhart (2009); Acharya et al. (2010); Adrian y Brunnermeier (2011); Huang, Zhou y Zhu (2011); Gray y Jobst (2011); Brownlees y Engle (2012); Hovakimian, Kane y Laeven (2012), son los más relevantes y también los más citados.

De manera complementaria, artículos como los de Forbes y Rigobon (2001); Hyde, Bredin y Nguyen (2007); Diebold y Yilmaz (2009); Caporin et al. (2013); Horvath and Poldauf (2012); Kotkatvuori-Örnberg et al. (2013), son una muestra relevante de estudios empíricos que enfatizan y profundizan en el tema del contagio financiero que ocurriría durante las crisis financieras y económicas a nivel global. De manera específica, la gran mayoría de los estudios citados investigan en el contexto de la crisis de la deuda soberana europea. En los estudios sobre contagio financiero, el denominador común es la evidencia empírica de que las correlaciones entre índices tienden a aumentar durante las crisis del mercado restringiendo las ventajas de la diversificación, tal y como se expone en el trabajo preliminar realizado por Piffaut y Rey Miró (2016).

Una de las principales lecciones de la crisis financiera de 2008, fue la relevancia que tuvo el sector financiero en su conjunto y no solo el sector bancario como una fuente potencial de generar y propagar el riesgo sistémico. Teniendo en cuenta estas consideraciones, la presente investigación desarrolla y presenta un Indicador de Calidad Financiera (ICF) para el mercado bursátil español, siguiendo la línea metodológica de Holló, Kremer y Lo Duca (2012), como también el índice de estrés para el mercado financiero (FMSI) desarrollado por Estévez y Cambón (2015).

### 3. Selección de parámetros

Uno de los primeros autores que probó empíricamente la relación entre crecimiento y desarrollo financiero fue Goldsmith (1969). En efecto, Goldsmith recopiló el valor de los activos de los intermediarios financieros de 35 países entre 1860 y 1963, llegando a la conclusión de que la dimensión de la actividad de intermediación financiera está positivamente correlacionada con el desarrollo financiero, documentando posteriormente que esta última variable también está positivamente correlacionada con el nivel de actividad económica. Asimismo, King y Levine (1993) llegaron a la conclusión que el desarrollo financiero podía predecir el crecimiento económico a largo plazo. Además del debate acerca de cómo se vincula el desarrollo financiero con el crecimiento económico, también se ha analizado la estructura del sistema financiero dividiéndolo en dos tipos; aquellos que están basados en las instituciones bancarias (*bank based*) y aquellos basados en el mercado de capitales (*market based*).

Si bien la composición del sistema financiero es muy distinta entre los diferentes países y de difícil comparación debido a la alta heterogeneidad, tanto Terceño y Guercio (2011), como Beck, Demirguc-Kunt y Levine del FMI (2010), con los datos basados en Financial Structure Dataset, comprueban la existencia de una tendencia común; las estructuras han evolucionado hacia una menor dimensión del sector bancario y un aumento de la dimensión del mercado

de capitales. Es por ello que se pretende estudiar el grado de madurez financiera a través de un indicador que deje en evidencia la calidad del mercado de capitales. No obstante, la elaboración de índices sintéticos no es sencilla ya que nos enfrentamos a una serie de problemas que intentan ser resueltos en cada una de las siguientes etapas, entre éstas: 1) selección de las dimensiones y variables; 2) estandarización; 3) ponderación; 4) agregación y 5) robustez y predicción del modelo. Para el cálculo del ICF propuesto en esta investigación, es necesario seleccionar aquellas variables que muestran el desarrollo de un mercado tomando en cuenta las variables de valor para el inversor y para las empresas que cotizan en el mercado en estudio.

Comenzando con el concepto de un mercado eficiente, Eugene Fama (1965) definió los mercados eficientes como un juego equitativo en el que los precios de los títulos reflejan completamente toda la información disponible. Sin embargo, el estudio no contempla determinar si los títulos poseen toda la información, pero sí el grado de calidad en que se desarrolla el intercambio entre los diferentes participantes del mercado. En esta línea, se ha querido resaltar los diferentes indicadores que el FMI destaca como indicadores estructurales de los mercados financieros. Para ello es necesario homogeneizar un conjunto de indicadores con unidades de medida heterogéneas y de distinta naturaleza para que puedan ser agregados con algún método objetivo. A diferencia de las mediciones estrictamente económicas, como el cálculo del producto nacional en el que todos sus componentes se miden en unidades monetarias, aquí se desarrollan otros subíndices que se consideran fundamentales para observar el grado de calidad que caracteriza a un mercado en particular.

Para calcular estos índices, se ha requerido estudiar cada dimensión ajustando valores medidos en diferentes escalas para hacerlos comparables entre ellos. En algunas dimensiones del índice, se ha utilizado técnicas estadísticas para normalizar un mismo rango entre variables independientes diferentes o de características disímiles. En cada una de las dimensiones se ha querido trabajar con valores que oscilan entre el rango cero-uno (0 1), para así facilitar su lectura y comparación a objeto de estandarizar el índice.

Si bien la propia selección del método de estandarización y las variables observables pueden generar debate, la ponderación de cada uno de los indicadores es clave para no sobreestimar ciertos parámetros estadísticos en la distribución del indicador. Por lo tanto, que en el indicador de calidad financiera propuesto en este estudio (ICF), se le da equiponderancia a cada una de las ocho dimensiones que lo componen, es decir, cada una tiene un peso de un octavo.

En cuanto a la agregación, se ha intentado conjugar los índices parciales en un índice sintético a través de variables que fluctúen entre un rango entre 0 y 1. Asimismo, el valor del ICF debe interpretar niveles factibles en una escala ordinal, que para este caso es alto nivel o bajo nivel de calidad de mercado respecto de su comportamiento histórico. La condición de trabajar con escalas equiparables en términos históricos entre los diferentes índices parciales, es clave para encontrar equivalencias entre las diferentes dimensiones. Para medir el grado de desarrollo propio de los mercados de valores, el estudio se lleva a cabo desde la perspectiva del mercado primario y del mercado secun-

dario. De esta manera, para medir de una forma objetiva el grado de calidad del mercado en su conjunto, se han utilizado ocho (8) aspectos o dimensiones clave. A partir de estas variables, se realiza una media simple que nos proporciona un formato agregado otorgando así una mayor objetividad en el grado de calidad del mercado. Por último, los indicadores tienen una periodicidad mensual para poder plasmar en mejor medida los cambios que ocurren en el mercado.

## 4. Construcción de los diferentes subíndices

### 4.1 La liquidez

La caída de Lehman Brothers marcó un punto de inflexión en la crisis y propició una repercusión a nivel global en el sistema financiero. La gran crisis financiera de 2007-2008 ha generado un intenso debate activo sobre el papel de los sistemas financieros en la economía real y de cómo influyen éstos en el desempeño de la economía global. Asimismo, la detección de los periodos de estrés ha propiciado una mejora en la coordinación de políticas macroeconómicas prudenciales entre los diferentes entes.

A partir del alto grado de intervención al que han estado expuestos, los mercados financieros en cierto modo, han mutado a partir del periodo post crisis. En particular, los diferentes bancos centrales han mostrado un papel más activo que en otras crisis debido al alto grado de globalización y complejidad del sistema financiero. Asimismo, se ha podido observar cómo los mercados financieros, en general, también se han visto reforzados por un gran aumento del tamaño del mercado proveniente del alto grado de liquidez que han proporcionado los bancos centrales. En la medida en que los mercados están más integrados, los efectos de los eventos en uno de ellos se transmiten a los otros, estableciéndose así relaciones a largo plazo entre los mercados producto de la existencia de tendencias comunes (Kasa, 1992).

Aplicando el mismo enfoque, Piffaut y Rey Miró (2016) corroboran que los grados de integración entre los diferentes mercados se han acelerado, lo que también conlleva riesgos sistemáticos mayores si no existe una buena prevención y marco regulatorio. En mercados perfectos, compradores y vendedores se encuentran en ese locus de manera casi inmediata, así la liquidez es entendida como la facilidad con que los activos financieros se transfieren sin pérdida de valor<sup>1</sup>. Sin embargo, en los mercados hay estados de estrés donde el suministro de liquidez se ve reducido (Nagel 2012). No obstante, los mercados hasta el momento ha sido capaces de absorber los diferentes *shocks*, incluso en momentos de crisis como el de la deuda europea o como la *subprime* iniciada en EE.UU. Sin embargo, la liquidez de los activos depende de la rapidez y la certeza con que éstos se pueden vender en el mercado. Por tanto, la liquidez va

<sup>1</sup> Si bien el documento se centra en la medición de la liquidez de un mercado financiero, es importante señalar que el concepto también se utiliza para discutir otros tipos de liquidez. Se puede distinguir entre: (i) la liquidez de los activos; (ii) liquidez del mercado de un activo; (iii) liquidez de un mercado financiero. Véase Working paper "Measuring Liquidity in Financial Markets"

muy ligada a la propia profundidad del mercado, entendida como la capacidad con que este absorbe volúmenes elevados de operaciones sin que se produzca un cambio sustancial en los precios. Como bien demostrado por Akerlof (1970), la selección adversa puede magnificar el impacto de los precios e incluso desembocar en una fuerte caída. De esta manera, para el cálculo de la liquidez se utiliza un coeficiente de rotación que se determina:

$$\frac{N_m}{N_u}$$

$$N_m = n^\circ \text{ títulos negociados}$$

$$N_u = n^\circ \text{ total títulos}^{(b)}$$

Donde (b) representa el promedio de títulos en circulación en un periodo final calculado como  $\frac{s_t + s_{t+1}}{2}$  siendo  $s_t$  el número de títulos en circulación al principio y  $s_{t+1}$  el número de títulos en circulación al final del periodo. El coeficiente de rotación se ha calculado reflejando el número de operaciones realizadas durante el horario oficial de negociación<sup>2</sup>.

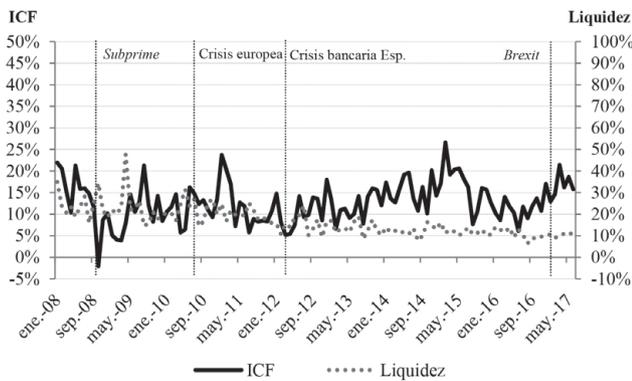
Los mercados líquidos se perciben generalmente como deseables debido a los múltiples beneficios que ofrecen, incluyendo la asignación mejorada y la eficiencia de la información. La liquidez y el índice ICF tienen un coeficiente de correlación del -0,23 pero no significativo estadísticamente. Como se muestra en el gráfico (Figura 1), la liquidez en el mercado español muestra una ligera tendencia a la baja desde enero de 2008 mostrando una gran similitud con la tendencia a la baja del volumen. Por ello, se observa un alto grado de correlación del orden de 0,76 entre la liquidez y el volumen. Sin embargo, un hecho notable y que demuestra un alto grado de madurez del mercado español, es la liquidez constante mostrando un dato positivo en todo momento. Es interesante ver la caída de la liquidez en la crisis bancaria española, reflejando que choques externos pueden mostrar y describir momentos de estrés de mercado<sup>3</sup>.

Por lo tanto, las recientes crisis en los mercados financieros han permitido elaborar estudios sobre cómo juzgar mejor el estado de la liquidez del mercado e idealmente predecir y prevenir de manera más certera las crisis sistémicas de liquidez. A medida que el mercado se hace más grande, también puede conllevar más riesgos al hacerse los activos menos líquidos en episodios de alto estrés (Figura 1).

<sup>2</sup> Es importante enfatizar que no se ha tenido en cuenta los dark pools como operaciones fuera de horario oficial de negociación en otras plataformas, los cuales pueden presentar diferentes condiciones de negociación comparado con un mercado oficial.

<sup>3</sup> Como bien señala Keynes (1936, p.160): "Por el hecho de que cada inversor individual se halaga de que su compromiso es "líquido", aunque esto puede no ser verdad para los inversores de forma colectiva, aún así calma sus nervios y lo hace mucho más dispuesto a correr un riesgo".

Figura 1: Liquidez



4.2 La rigidez

Otra característica que determina la calidad de un mercado es la rigidez del mismo, es decir, el diferencial medio entre los diferentes precios a los cuales los participantes del mercado están dispuestos a comprar y a vender activos. Para mantener la coherencia y la máxima objetividad, se ha calculado el diferencial entre el precio de demanda y el precio de oferta en una versión normalizada, es decir, calculando el promedio ponderado de los precios de demanda y oferta de las cinco primeras posiciones de cada una de las empresas del IBEX 35.

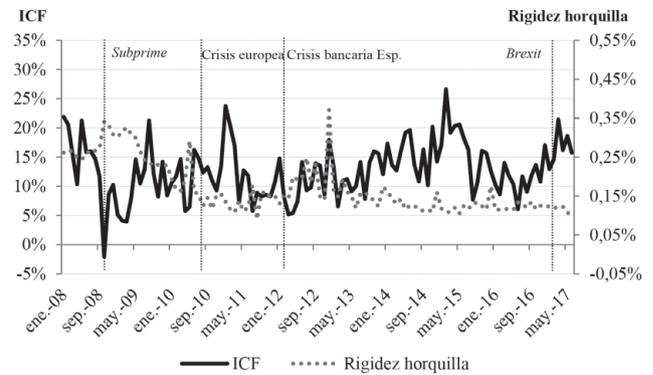
$$(-1) \left[ \sum_{n=1}^N \left( \frac{AS_{35} \cdot AP_{35}}{TAS} \right) - \left( \frac{BS_{35} \cdot BP_{35}}{TBS} \right) \right]$$

En la ecuación,  $AP_{35}$  y  $AS_{35}$  representan el  $n$ ésimo precio de oferta y el  $n$ ésimo volumen de oferta, respectivamente.  $BP_{35}$  y  $BS_{35}$  representan el  $n$ ésimo precio de demanda y el  $n$ ésimo volumen de demanda, respectivamente, con lo que el volumen total de oferta es representado por  $TAS = \sum_{n=1}^N AS_{35}$  y el volumen de demanda por  $TBS = \sum_{n=1}^N BS_{35}$

siendo  $N$  el número total de observaciones. La rigidez se resta (es negativa) dentro del cómputo agregado debido a que una mayor rigidez es contraproducente para el propio mercado y una menor rigidez comporta un mercado más eficiente.

Los mercados con menor rigidez se perciben con mayor eficiencia. La rigidez muestra un coeficiente de correlación negativo del -0,23 con el indicador ICF. Es interesante observar la clara tendencia a la baja del mercado de valores español reflejando una mejora en la calidad del mercado. Es conveniente destacar que en los episodios de estrés de mercado como la crisis subprime, la crisis europea y en general las crisis bancarias se observa un incremento de la rigidez de mercado. A pesar de la exposición a diferentes crisis, el mercado español en todo momento ha mostrado una buena capacidad de absorber diferentes shocks o choques de mercado (Figura 2).

Figura 2: Rigidez



4.3 El volumen

El volumen es el total de todas las transacciones de compra/venta de títulos en valor monetario. La liquidez de los activos dependerá de la rapidez y la certeza con que se pueden vender en el mercado. Por lo tanto, los volúmenes irán acordes a la velocidad con la que se puedan ejecutar las órdenes y por tanto, refleja entre otras cosas la eficiencia de los sistemas de negociación, compensación y liquidación. En este sentido, el volumen marcará en buena medida la liquidez del mercado y el número de transacciones es un claro signo del momento del mercado. Así, el bajo volumen es un síntoma que hay poco interés en el mercado, siendo una de las variables que hay que tener en cuenta al valorar el mismo.

La técnica de estandarización usada en este estudio es la que propuso Drebnowski y Scott (1966), método utilizado en muchos índices económicos (Morris, 1979; Zárate Martín, 1988; PNUD, 1990-2011; Velázquez y Gómez Lende, 2005; Velázquez, 2008). El cálculo utiliza los valores máximos ( $X_{max}$ ) y mínimos ( $X_{min}$ ) de los indicadores. Estos valores ( $X_{max}$ ) y ( $X_{min}$ ) se han descrito de forma histórica cumpliendo la propiedad de invariancia. Sin embargo, existen dos limitaciones; la primera, es la resolución de una franja parcialmente válida para establecer una categoría óptima debido a que está supeditada a la fijación de valores máximos y mínimos cambiantes. La segunda, es que la variabilidad dependerá de la selección del rango de máximos y mínimos. Es por ello que el índice no es comparable entre los diferentes países. No obstante lo anterior, en futuros trabajos se contempla la posibilidad de comparación entre diferentes países.

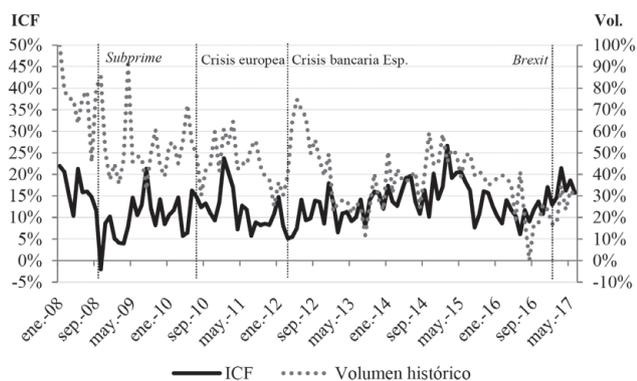
El cálculo de la dimensión volumen, también se ha expresado en una formulación de rango (0,1) a objeto de ser comparable con el resto de variables:

$$V = \frac{\log V_r - \text{Log} V_{\min \text{ histórico}}}{\log V_{\max \text{ histórico}} - \text{Log} V_{\min \text{ histórico}}}$$

Las variables de volumen máximo y mínimo histórico son dinámicas en el tiempo y acotan el límite para poder normalizar los datos. La utilización de logaritmos es imprescindible debido a que los datos que se manejan son elevados y también porque facilita la estimación econométrica, tal como se expone más adelante en este trabajo.

En el gráfico (Figura 3), se aprecia que para el mercado español se puede constatar una caída de los volúmenes desde 2008 a 2017. La inclusión de plataformas alternativas a la plataforma tradicional de BME (Bolsas y Mercados Españoles), la reducción del número de participantes en el mercado debido a la gran crisis financiera de 2008, conjuntamente con los costes de transacción, pueden ser causantes de la caída de la profundidad del mercado<sup>4</sup>.

Figura 3: Volumen histórico



Tal como demuestra el paper de Lybeck y Sarr (2003) “Measuring Liquidity in Financial Markets”, la elasticidad de los flujos de transacciones es generalmente mucho menor cuando los costes de transacción son altos. Adicionalmente, la poca frecuencia de los intercambios es también probable que resulte en un mercado con altas discontinuidades de precios. Sin embargo, se asume que el efecto de los costes de transacción en el mercado español ha tenido una menor influencia que las plataformas alternativas. Además y dado que la amplitud implica tener numerosos participantes, un mismo activo cotizado en varias plataformas provoca una asimetría tanto funcional como de información, creando una distorsión para el inversor y perjudicando así a la calidad del mercado.

La directiva MiFID (Markets in Financial Instruments Directive), entidad que autoriza la negociación multilateral a través de los llamados mercados regulados y también de unas nuevas plataformas llamadas MTF (Multilateral Trading Facilities), no garantiza la exactitud de la información generada así como anomalías de volumen, lo que debe cuestionar en un futuro si tener varias plataformas de contratación es lo más óptimo para las empresas e inversores. Tal como refleja el reglamento de la MiFID, la inclusión de varias plataformas en un mismo mercado se debe cuestionar en la fiabilidad y la supervisión continua. Asimismo, la consolidación de datos entre ambas puede crear una distorsión de la información para el público inversor sobre una base discriminatoria.

#### 4.4 La capitalización

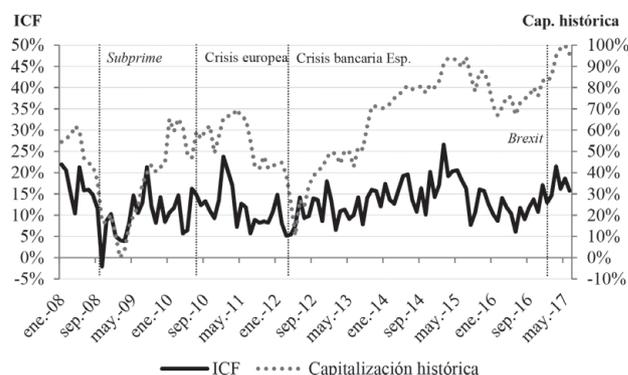
El comportamiento de los activos subyacentes, es otra variable que se ha tenido en cuenta en la formulación del modelo. Normalmente, hay una correlación positiva entre el movimiento de la capitalización del mercado y la evolución macroeconómica y es por ello que la variable capita-

<sup>4</sup> La profundidad del mercado se refiere a la capacidad con que el mercado absorbe volúmenes grandes de operaciones sin que se produzca un efecto sustancial en los precios.

lización muestra una variable fundamental de calidad de mercado<sup>5</sup>. Saber cómo se comportan los activos, es también una muestra del funcionamiento y la calidad de un mercado. En términos de capitalización bursátil, se ha utilizado la del IBEX 35 como referencia para poder medir un número fijo de empresas. La presente investigación se ha querido referenciar al IBEX 35 debido a que la gran mayoría de variables del estudio se han plasmado con el conjunto IBEX 35, ya que los 35 valores representan aproximadamente el 89% de la capitalización del mercado continuo. Aún así, se comparan diferentes opciones del mercado y finalmente se observa que las dinámicas son similares. Para poder medir la capitalización bursátil, se recurre al mismo procedimiento que el volumen.

$$\text{Capitalización} = \frac{\text{Log Cap} - \text{log Cap}_{\text{min histórico}}}{\text{Log Cap}_{\text{máx histórico}} - \text{Log Cap}_{\text{min histórico}}}$$

Figura 4: Capitalización histórica



La capitalización muestra un coeficiente de correlación del 0,59 con el ICF. En la gran mayoría de máximos y mínimos relativos, el ICF se adelanta al comportamiento de la capitalización. Sin embargo, no se puede determinar con exactitud la magnitud del lapso de tiempo del adelanto (Figura 4).

#### 4.5 La reputación

La reputación del mercado financiero va muy ligada a la reputación del país. Los entornos actuales con elevadas tasas de globalización financiera, han provocado que la reputación de un país sea una variable importante para medir la calidad de su mercado. Se han observado episodios, como la crisis de la deuda soberana europea, en la cual el factor reputación del país ha sido clave para la credibilidad del propio sistema financiero. Todo ello tiene connotaciones a nivel de entradas y salidas de capital que muestra de una manera fidedigna el nivel de reputación del mercado en cuestión.

En la actualidad, la presencia y penetración de inversores extranjeros en el mercado español es amplia y mayoritaria. Sin embargo, en referencia a los mercados financieros y por diferentes razones que no son objeto de este estudio, en actividades como la emisión, la intermediación o la comercialización de nuevos productos, el peso de España en Europa y en el mundo es bastante inferior al que arrojan las

<sup>5</sup> La capitalización bursátil es una medida económica que indica el valor total de todas las empresas según el precio de mercado.

cifras de la actividad de sus mercados. La metodología de cálculo ha sido la estandarización a un valor de referencia, el que se ha limitado a través de un valor absoluto mayor o mínimo histórico de entrada y salidas de capital extranjero en acciones cotizadas.

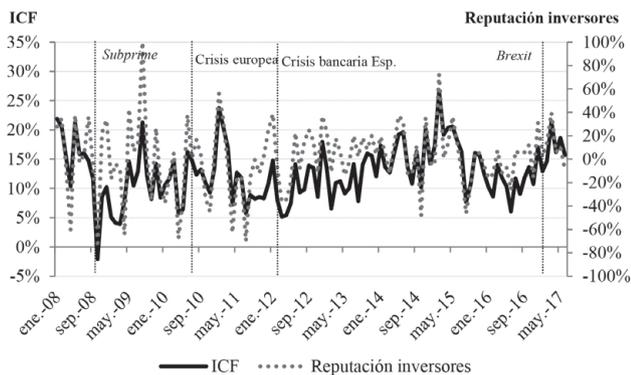
$$\frac{X_t}{\max X_{t-n} \cap \min X_{t-n}}$$

En la fórmula,  $X_t$  representa la entrada de dinero en la bolsa española al momento  $t$ , mientras que el denominador, se puede reducir a la expresión  $\Omega$  que indica el máximo  $x_t$  o bien el mínimo  $x_t$ , de acuerdo a la condición especificada a continuación:

$$\Omega = \max x_t \text{ si } \max \text{ absoluto } x_t > \min x_t \cap \text{ si } \min \text{ absoluto } x_t > \max x_t$$

La reputación tiene un coeficiente de correlación del 0,70 con el ICF. Es interesante observar que el ICF es más sensible a las alzas que a las bajas, reflejo del comportamiento de los mercados financieros internacionales. Desde el punto de entradas y salidas de capital en empresas cotizadas, se evidencia un punto de inflexión antes y después de la crisis bancaria española. Si se observa la sumatoria de las entradas y salidas de capital para el periodo 2008-2012, éste refleja una mayor salida de capitales debido a la incertidumbre de la economía española. Todo lo contrario sucede entre el periodo 2012-2017 donde se observa una mayor entrada de capitales gracias a la mejora de la economía (Figura 5).

Figura 5: Reputación inversores



### 4.6 La volatilidad

Gran parte de los análisis económicos y financieros actuales hacen referencia al concepto de volatilidad, emparentándolo con la incertidumbre y los episodios de crisis. La volatilidad es un concepto que se refiere a la inestabilidad de los precios. No implica necesariamente modificaciones en el promedio, sino una mayor dispersión alrededor de ese promedio. La volatilidad es sensible al flujo de datos que impacta en la formación de los precios. Si se observan cambios positivos o negativos en las cotizaciones, la volatilidad aumentará o disminuirá dependiendo de la magnitud relativa de aquellas variaciones respecto del promedio. Según el estudio de Piffaut y Rey Miró (2016), los mercados menos maduros presentan mayores volatilidades. Si se observa el histórico de los principales índices de los diferentes merca-

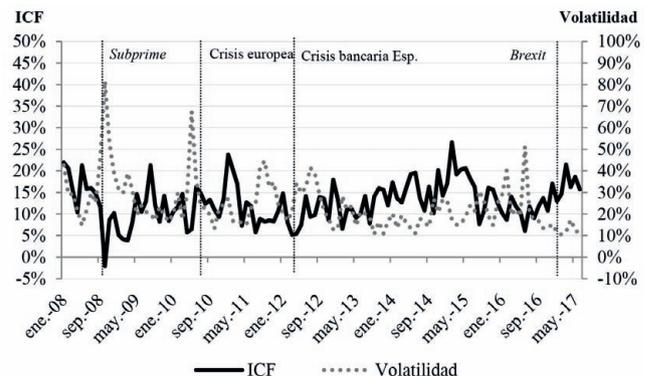
dos, se advierte que aquellos mercados que presentan un mayor grado de desarrollo tienden a registrar una menor volatilidad que los mercados menos desarrollados.

La volatilidad no es una variable directamente observable, sino que más bien debe haber un proceso de cálculo para estimarla. Para ello existen alternativas, siendo la varianza y desviación estándar las más aceptadas dentro de la comunidad financiera. Tanto la Comisión Europea como el Chicago Mercantile Exchange (CME) definen la volatilidad histórica como el desvío estándar anualizado de las primeras diferencias en el logaritmo de los precios mensuales.

Para efectos del ICF, se considera la volatilidad como un factor negativo para el mercado ya que volatilidades más elevadas implican mercados menos maduros y, en consecuencia, de menor calidad. De esta forma, se ha calculado la volatilidad mensual de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^N (r_t - \bar{r})^2} \text{ Donde } r = \ln \frac{x_t}{x_{t-1}}$$

Figura 6: Volatilidad



La volatilidad y el ICF muestran una relación inversa, con una correlación del -0,46. Como se aprecia en la Figura 6, la volatilidad ha tenido capítulos de fuertes incrementos por encima del 30% debido a las diferentes acontecimientos históricos, pero en perspectiva ésta muestra una ligera baja a partir de septiembre de 2016, reflejada una volatilidad histórica mínima en 2017 (Figura 6).

### 4.7 OPV/OPS

La capacidad de canalizar el ahorro hacia la inversión productiva es también sinónimo de desarrollo de un mercado. Una gran parte de la literatura teórica ha demostrado que tanto las OPV (Oferta Pública de Venta) como las OPS (Oferta Pública de Suscripción) muestran una mayor visibilidad para el tejido empresarial (Mehran y Peristiani, 2009; Bharath y Dittmar 2010). Asimismo, Cao, Gustafson y Velthuis (2017) muestran que la propiedad institucional, la visibilidad y la liquidez de las empresas, todas de forma simultánea, hacen la diferencia al momento de entrar a los mercados financieros. Todo ello refleja que los mercados con mayor actividad en cuanto a salidas a bolsa poseen un mayor desarrollo.

A nivel de captación de capital, se ha cuantificado la captación de fondos tanto a nivel de OPV como de OPS, es

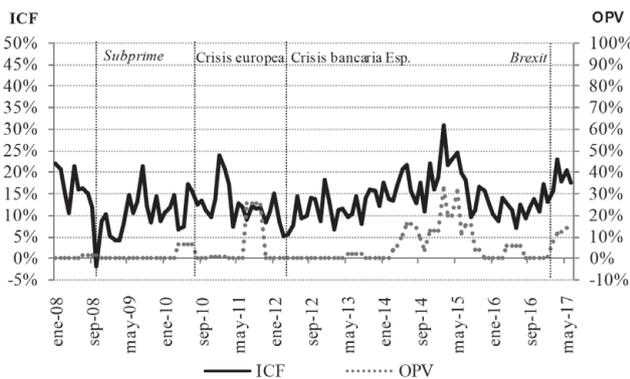
decir, se han cuantificado aquellas operaciones en las que no varía el capital social, sino que se realiza un traspaso de titularidad total o parcial (OPV), así como las operaciones por la que una sociedad ofrece acciones de nueva emisión, producto de una ampliación de capital (OPS). La idea subyacente es resaltar la capacidad que tiene el mercado en captar recursos como una medida de calidad del mismo, mediante la elaboración de una normalización similar que el volumen y la capitalización. Sin embargo, en la elaboración se ha introducido una media móvil de 4 meses que calcula las entradas de capital, permitiendo de manera más fidedigna suavizar las entradas y observar la verdadera tendencia del mercado, tal como sigue:

$$OPV = \sum_{t=1}^N \frac{(1)}{MA(n)} \cdot \frac{OPV_r - OPV_{\min \text{ histórico}}}{OPV_{\max \text{ histórico}} - OPV_{\min \text{ histórico}}}$$

$$MA(n) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^N p_{t-4}$$

Respecto del mercado español y pese a la crisis económica, ha sido un buen referente en mostrar una buena capacidad de generación de capital. No obstante, observando el gráfico de la Figura 7, se observa un punto de inflexión durante la crisis bancaria española. Desde fines de septiembre de 2012 se muestra una actividad más elevada y acorde al crecimiento de la economía española. En este sentido y como dato relevante, el mercado de OPV en España en los seis primeros meses de 2017 se situó como el mercado con mayor capacidad de generación de capital de la región EMEA (Europa, Oriente Medio, India y África). El índice ICF se correlaciona positivamente (0.42) y significativamente con OPV.

Figura 7: Captación de capital



#### 4.8 Ampliaciones de capital

Finalmente, se han cuantificado las operaciones financieras encaminadas a incrementar los recursos propios de las diferentes sociedades cotizadas. Respecto a las ampliaciones de capital, en este estudio se ha querido plasmar únicamente la capacidad que tienen las empresas en captar capital. Estudios como el de Pastor y Martín (2004) ya han detectado que existe en el mercado de capitales español un significativo declive en la rentabilidad de los títulos de aquellas empresas que han ampliado capital mediante la

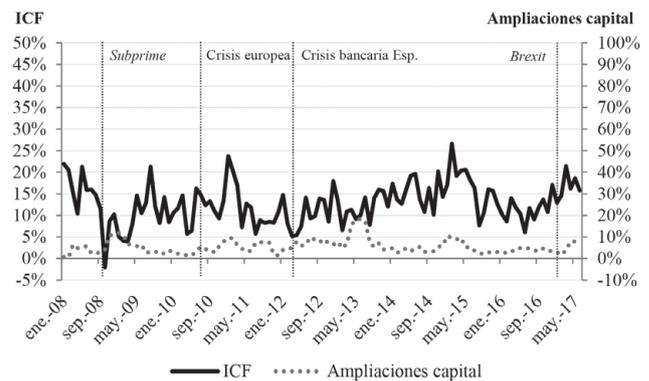
emisión de nuevas acciones. En sí, este es un fenómeno que se ha contrastado en otros mercados como lo determinan los trabajos de Kang, Kim y Stulz (1999) en Japón; Jeanneret (2000) en Francia; como Stehle, Ehrhardt y Przyborowski (2000) en Alemania.

Bajo el mismo enfoque, tampoco se incluye el tipo de emisión registrada, es decir, no se analiza si ha habido una aportación de fondos por parte de los accionistas o si se ha realizado con cargo a reservas o beneficios. Lo que sí se ha de enfatizar es la capacidad que tiene el mercado en captar recursos y la formulación expone la relación entre las ampliaciones de capital y el capital admitido teniendo en cuenta la prima de emisión y mostrando una media móvil cuatrimestral (igual que la variable OPV), para así observar la tendencia del mercado, tal como lo refleja la fórmula propuesta:

$$Captación \text{ Capital} = \sum_{t=1}^N \frac{1}{MA(n)} \cdot \frac{n^{\circ} acc_t \cdot TE_{n \text{ acciones } t}^{(c)}}{n^{\circ} acc_{t-n} \cdot VN_{n^{\circ} acciones \ t-n}}$$

$$MA(n) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^N p_{t-4}$$

Figura 8: Ampliaciones de capital



La evolución de las ampliaciones de capital en el mercado español ha sido continua, siendo un motor imprescindible para la financiación de las empresas que cotizan en bolsa. En efecto, este tipo de operaciones ha experimentado una clara tendencia ascendente dentro de las cotizadas, impulsada por dos grandes motivos; el primero, la facilidad de financiación que han tenido las empresas que cotizan en bolsa, gracias al fuerte descenso de los tipos de interés; y segundo, la progresiva ganancia de la importancia de las operaciones relacionadas con la retribución al accionista del tipo *scrip dividend*<sup>6</sup>. En el cómputo de los flujos, se ha observado un patrón donde se detecta cierta concentración en los meses centrales del año. Asimismo, no se detecta ningún coeficiente de correlación significativo entre ICF y las variables descritas.

#### 4.9 Agregación del modelo en conjunto

En su conjunto, el modelo agregado proporciona un valor que describe todos los parámetros de los subíndices abor-

<sup>6</sup> El dividendo en acciones (en inglés *Scrip dividends* o *Scrip issue*) es una forma de retribución a los accionistas mediante la entrega gratuita de nuevas acciones de la misma entidad.

datos anteriormente. El Índice de Calidad Financiera (ICF) es una medida sinóptica que muestra el progreso medio conseguido por un mercado en ocho dimensiones básicas.

$$IDF = \frac{1}{8} \frac{N_{tn}}{N_{tt}^{(b)}} + \frac{1}{8} (-1) \left[ \sum_{n=1}^N \gamma \left( \frac{AS_{35}}{TAS} \cdot AP_{35} \right) - \gamma \left( \frac{BS_{35}}{TBS} \cdot BP_{35} \right) \right] + \frac{1}{8} \frac{\log v_r - \log v_{\min \text{ histórico}}}{\log v_{\max \text{ histórico}} - \log v_{\min \text{ histórico}}} + \frac{1}{8} \frac{\log cap - \log cap_{\min \text{ histórico}}}{\log cap_{\max \text{ histórico}} - \log cap_{\min \text{ histórico}}} + \frac{1}{8} \frac{X_t}{\Omega} + (-1) \frac{1}{8} \sigma_{mes}^{(d)}$$

- (a)  $N_m = n^\circ$  títulos negociados
- (b)  $N_{tt} = n^\circ$  total títulos<sup>(b)</sup> siendo (b) el promedio de títulos en circulación en un periodo final.  $\frac{s_t + s_{t+1}}{2}$  siendo  $s_t$  el número de títulos en circulación al principio y  $s_{t+1}$  el número de títulos en circulación al final del periodo.
- (c)  $\gamma$  el factor de ponderación por capitalización bursátil de los 35 valores del IBEX.
- (d)  $v_r =$  Volumen efectivo  $v_{\max - \min \text{ histórico}} =$  volumen máximo y mínimo histórico.
- (e)  $cap =$  capitalización  $cap_{\max \text{ histórico} - \min \text{ histórico}} =$  capitalización máxima y mínima
- (f)  $X_t =$  Inversión neta extranjera en acciones de sociedades cotizadas
- (g)  $\Omega = \max x_t$  si  $\max$  absoluto  $x_t > \min x_t \cap$  si  $\min$  absoluto  $x_t > \max x_t$
- (h)  $\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^N (r_t - \bar{r})^2}$  donde  $r = \ln \frac{x_t}{x_{t-1}}$
- (i)  $MA(n) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^N p_{t-n}$
- (j)  $OPV =$  Oferta Pública de venta  
 $OPV_{\max \text{ histórico} - \min \text{ histórico}} =$  Oferta pública máxima y la Oferta pública mínima
- (k) Tipo emisión (TE) = prima + valor nominal
- (l)  $N^\circ$  acc. Hace referencia al número de acciones captadas

Tal como se indica al comienzo de la sección y debido a la relevancia de todas las variables, el desarrollo de la fórmula tiene implícito la idéntica ponderación de las ocho dimensiones, todo ello para mostrar con la máxima objetividad el entorno en el que se intercambian los flujos financieros. En cuatro de las ocho dimensiones presentes en la

formulación, se utilizan en el cálculo los límites históricos correspondientes al rango de datos disponible para el estudio, lo que puede conllevar problemas en la comparación con otros mercados.

Sin embargo, a partir de las referencias que proporciona la FESE (Federation of European Securities Exchanges) sobre los mercados a nivel internacional, en futuros trabajos se puede establecer niveles de calidad diferenciados y escalas según las referencias históricas de cada segmento de mercado. Asimismo, otro inconveniente derivado de la formulación es el cambio que pueda producirse en los límites utilizados, ya que esto comporta modificaciones en el ICF histórico. Aún así, los autores consideran que esto no es un problema, ya que sirve como una muestra de la realidad cambiante y adaptativa del concepto de "calidad de mercado". Al respecto, el índice IBEX 35, elegido como referencia para la formulación, también presenta una composición cambiante en el tiempo y que repercute en su evolución. Sin embargo, cuando se aprueban cambios por el Comité Técnico Asesor del índice, el ICF también los adapta reflejando una imagen fidedigna de la realidad.

## 5. Evaluación y análisis econométrico del índice de calidad financiera ICF

### 5.1 Análisis de robustez del indicador de calidad financiera ICF

Si bien las variables que componen el ICF han sido seleccionadas con extrema precaución y atendiendo a la evidencia empírica en torno a los mercados financieros y los factores que afectan dicho mercado, es necesario realizar las pruebas estadísticas y econométricas correspondientes a objeto de evaluar la robustez del indicador y señalar los posibles aspectos subjetivos, como también sus limitaciones.

**Multicolinealidad:** Entre los factores a evaluar y debido al número de variables que componen el índice ICF, está la presencia de multicolinealidad definida como la presencia una fuerte correlación entre variables explicativas del modelo. El estadígrafo que permite evaluar la existencia de multicolinealidad para un conjunto de variables explicativas es el VIF (Variation Inflation Factor) o Factor de Aumento de la Varianza. En un modelo de regresión múltiple, existe un problema grave de multicolinealidad cuando el VIF de algún coeficiente es mayor o bien del promedio del cúmulo de variables explicativas o regresores es de 10 o más. Para el caso del ICF, este valor es de 2.35 lo que nos permite descartar la existencia de multicolinealidad.

Como consecuencia del resultado anterior, realizar un análisis de componentes principales para reducir el número de factores o variables que componen el índice no es necesario para el caso del ICF, con lo cual podemos concluir que sus ocho variables o componentes son necesarios, tal como lo muestra el resultado que arroja el modelo de regresión múltiple, el cual pasa por el origen y que por lo tanto suprime la constante del modelo debido a su irrelevancia desde el punto de vista intuitivo.

La Tabla 1 resume las estadísticas descriptivas de las variables del modelo. La Tabla 2 resume las principales pruebas

Tabla 1: Resumen Variables Modelo ICF

Variable	Obs. (N)	Media	Desv. Estándar	Mínimo	Máximo
ICF	114	0.13302	0.05108	-0.01935	0.30590
Volumen	114	0.44109	0.17551	0.00000	1.00000
Capitalización Histórica	114	0.58911	0.22822	0.00000	1.00000
Liquidez	114	0.16639	0.06601	0.06500	0.47800
Rigidez	114	0.00252	0.00073	0.00200	0.00500
Captación Capital	114	0.05513	0.03390	0.00351	0.18240
Reputación Inversores	114	0.01195	0.28737	-0.74939	1.00000
Volatilidad	114	0.23896	0.11362	0.10485	0.81611
OPV (Oferta Pública Venta)	114	0.04289	0.07429	-0.00020	0.32270

estadísticas y econométricas del modelo de regresión que valida los ocho factores o variables independientes como componentes del ICF, todas las cuales son significativas al nivel del 1% de significancia estadística.

De acuerdo a los resultados de la Tabla 2, se concluye que tanto las variables como el modelo general aprueban las pruebas estadísticas y econométricas de rigor. Sobre la base de estos resultados se procede con los siguientes niveles de robustez del modelo.

Como se puede apreciar, las pruebas rechazan la presencia de autocorrelación (prueba Durbin-Watson), heteroscedasticidad (prueba de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg) y la ausencia de variables relevantes en el modelo (prueba de Ramsey).

Tabla 2: Pruebas Estadísticas Modelo ICF

VARIABLES	ICF
Volumen	0.125*** (-0.000)
Capitalización Histórica	0.125*** (-0.000)
Liquidez	0.125*** (-0.000)
Rigidez	-0.0616*** (-0.012)
Captación Capital	0.124*** (-0.000)
Reputación Inversores	0.125*** (-0.000)
Volatilidad	-0.125*** (-0.000)
OPV	0.125*** (-0.000)

Tabla 2: Pruebas Estadísticas Modelo ICF (Cont.)

Observaciones	114
R-cuadrado	1.00
Factor Inflación de Varianza (VIF)	2.35
Estadístico Durbin-Watson (Autocorrelación)	1.9337
Prueba de Breusch-Pagan / Cook-Weisberg (Heteroscedasticidad)	0.4063
Prueba de Ramsey (Variables Omitidas)	0.3868

Errores estándar en paréntesis  
\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

**Raíz unitaria:** Para que una estimación de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) sea válida, el término de error de la ecuación debe ser invariable en el tiempo, es decir, estacionario. Por otra parte, una serie no estacionaria, es decir, una serie de datos con un componente de varianza de tiempo sigue la forma

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

En la ecuación,  $\varepsilon$  es una perturbación aleatoria con media cero y varianza constante. En este modelo si  $\rho = 1$ , entonces  $y_t$  es una caminata aleatoria no estacionaria con la forma  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ . Se dice que esta última ecuación tiene una raíz unitaria o integrada de orden uno [I (1)], porque el coeficiente rho es igual a una unidad. Dado que el valor total del período anterior se traslada al período actual, los valores de la perturbación nunca se desvanecen. La acumulación continua de los errores crea el problema de que una serie no estacionaria tenderá hacia una varianza infinita.

La Tabla 3 resume los resultados de la aplicación de siete pruebas de raíz unitaria para el ICF. Las pruebas se corresponden con la prueba tradicional ADF de Dickey-Fuller (Augmented Dickey and Fuller 1979), la prueba PP (Phillips and Perron 1988) y la prueba KPSS que toma la estacionariedad como hipótesis nula (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin 1992).

**Tabla 3:** Pruebas Raíz Unitaria

Prueba Raíz Unitaria	ICF
Dickey Fuller (DF-GLS)	UR
Dickey Fuller Aumentado	NoUR
Phillips-Perron (rho)	NoUR
Phillips-Perron (tau)	NoUR
KPSS (nivel)	NoUR
KPSS (tendencia)	NoUR
KPSS (auto)	NoUR

De todas estas pruebas, la propuesta por KPSS es la más consistente para muestras pequeñas entre todas la pruebas de raíz unitaria (Metes 2005). Específicamente, la prueba KPSS con la especificación de función de auto covariancia ponderada por el núcleo espectral cuadrático en lugar del núcleo o Kernel de Bartlett, además de la especificación de que el procedimiento automático de selección de ancho de banda sea el propuesto por Newey y West (Newey and West 1994), tal como lo describe Hobijn en su publicación (Hobijn et al. 1998, 7), se determina que el número máximo de rezagos para ICF es de 3, lo que otorga el ancho de banda óptimo para la prueba.

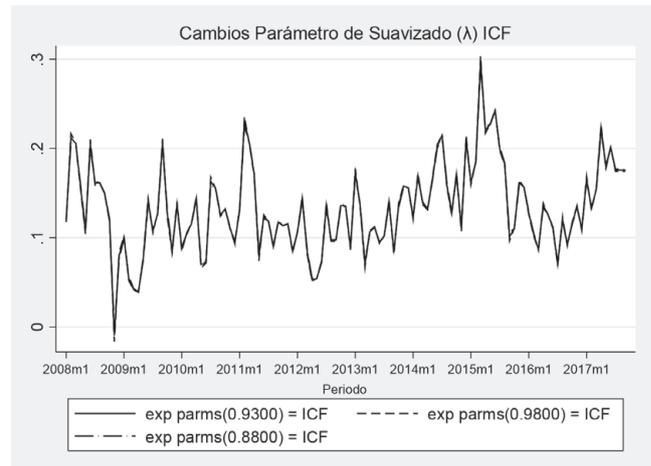
Concluyendo, la Tabla 3 muestra que aunque la prueba de Dickey-Fuller falla en rechazar la hipótesis nula que confirma la presencia de una raíz unitaria en la serie ICF, los resultados del KPSS, como también de las otras pruebas, son robustos, no encontrando evidencia estadística para rechazar la hipótesis de que la serie es estacionaria. Los resultados anteriores sugieren que la serie ICF es estacionaria y por lo tanto, apta para ser analizada con métodos de series de tiempo más avanzadas.

**Cambios en el parámetro de suavizado:** Con el fin de disminuir o eliminar la influencia de variaciones aleatorias, se utilizan promedios móviles ponderados exponenciales con un valor determinado para el parámetro de suavizado definido como lambda ( $\lambda$ ) y que no es más la ponderación que se les da a los datos antiguos en el cálculo de un Promedio Móvil con Ponderación Exponencial o EWMA en sus siglas en inglés (Roberts 1959). De esta manera, un gran valor de  $\lambda$  otorga más peso a los datos recientes y menos peso a los datos antiguos y exactamente lo opuesto para valores pequeños de  $\lambda$ .

Siguiendo la lógica de Holló, Kremer y Lo Duca (2012), el factor de decaimiento o parámetro de suavizado a un nivel de lambda igual a 0.93, representa un valor intermedio. Bajo esta misma lógica, se ha estimado para el ICF otros valores extremos para el factor lambda como 0.98, que es considerado como un valor alto, y un valor de 0.88, considerado como un valor bajo, a objeto de determinar el comportamiento del índice ante valores más extremos. La trayectoria para los tres valores lambda ( $\lambda$ ) se muestran en la en la gráfica de la Figura 9.

Consecuentemente, para estos tres valores lambda la Figura 9 ilustra pequeñas diferencias, casi insignificantes, entre los nuevos indicadores, por lo que podemos concluir que los cambios en el parámetro de suavizado no implica ninguna alteración relevante en el comportamiento general del indicador.

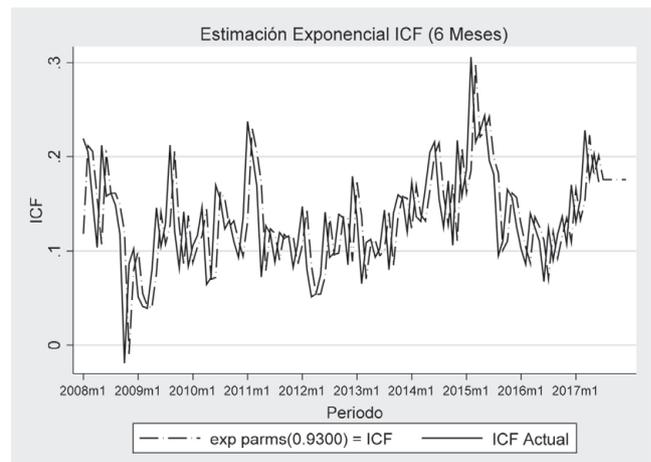
**Figura 9:** Parámetros de suavizado



Datos mensuales desde enero 2008 a junio 2017 (N=114)

También es interesante ver como el indicador ICF se ajusta ante cambios en este parámetro  $\lambda$ , pero en un contexto de predicción futura, es decir, que tan cercana o lejanos son los valores de ICF estimados hacia el futuro respecto de su valor actual. En efecto y proyectando la serie en seis meses, es decir hasta diciembre de 2017 (2017m12), se observa que la proyección se ajusta rápidamente a su valor actual siguiendo trayectorias bastante cercanas, lo que confirma las observaciones indicadas anteriormente. La Figura 10 confirma este ajuste.

**Figura 10:** Proyección del ICF



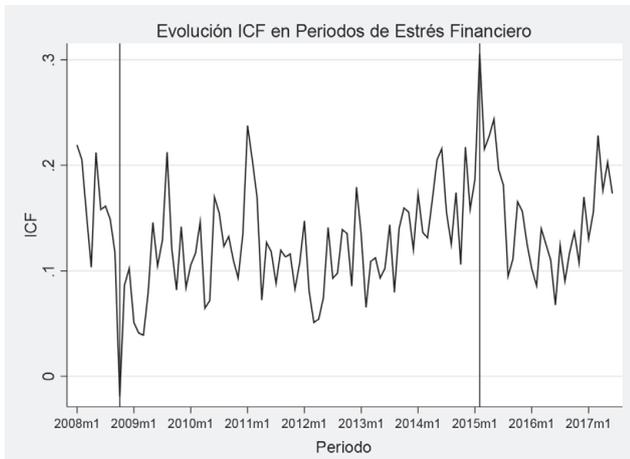
Datos mensuales desde enero 2008 a junio 2017 (N=114)

### 5.2 Capacidad de identificar periodos de diferente calidad financiera

Importante como lo es la robustez, es también la capacidad del ICF para identificar episodios de cambios en la calidad en el pasado. Teóricamente, un indicador de calidad financiera como el ICF, disminuye considerablemente ante la eventualidad de sucesos que pueda generar riesgo sistémico y alcanzar niveles inusualmente inferiores en comparación a eventos donde riesgos financieros a nivel sistémico estén ausentes.

En este estudio y para el indicador ICF, los eventos de alto estrés se traducirán en caídas en el indicador ICF (reducción de la calidad). Siguiendo esta línea de análisis, la Figura 11 ilustra el punto mínimo y máximo del indicador. El punto mínimo del indicador ocurre en octubre de 2008, que marca el colapso de Lehman Brothers y el rescate de AIG, así como el comienzo de la Gran Recesión como consecuencia de la crisis subprime desatada en EE.UU. y que contagió al resto de los mercados financieros globales. El bajo nivel del indicador se mantuvo por varios meses debido al gran contagio en la economía real. Seguidamente, el ICF inicia un repunte hasta niveles medios de calidad. Esta fase se evidencia con la primera línea vertical del gráfico de la evolución del ICF.

**Figura 11:** Evolución del ICF



Datos mensuales desde enero 2008 a junio 2017 (N=114)

El punto máximo del indicador ocurrió en febrero de 2015, evento marcado por las políticas monetarias de los bancos centrales, principalmente las del BCE (Banco Central Europeo) y del BoJ (Bank of Japan). En efecto, el año 2015 fue el año de la generosidad de los Bancos Centrales pese a que la Reserva Federal de Estados Unidos avanzó una tímida subida del 0,25% en su tasa de política monetaria, pero un total de 43 autoridades monetarias aliviaron su política. Adicionalmente, aún cuando Grecia estuvo más cerca que nunca de salir expulsada de la zona euro incumpliendo al Fondo Monetario Internacional, eventualmente se acordó un nuevo rescate para el país lo que también trajo algo de tranquilidad en los mercados globales.

Posterior a estos eventos, el ICF comienza un descenso hasta el mes de agosto de 2015. La razón de este descenso se debe principalmente a la debilidad de los resultados del sector financiero europeo debido a los bajos rendimientos del sector. Alrededor de 2 billones de euros en bonos soberanos de la zona euro, un tercio del total en circulación, se negocian en 2015 con rendimientos negativos. Finalmente, la caída en el ICF se ve acentuada durante el segundo semestre de 2016 producto del evento Brexit, sin embargo, tal evento no tiene una repercusión notable en los mercados financieros mostrando después una fuerte recuperación del indicador hacia 2017.

### 5.3 Regiones y límites

Otra característica necesaria en un índice de calidad financiera es la capacidad de reaccionar ante bajas y alzas en el mercado financiero, lo que se transforma en una herramienta para los actores del mercado desde los propios inversores hasta quienes están a cargo de supervisar, elaborar y evaluar políticas del sector.

Una primera aproximación puede ser la regla de imponer un límite de una desviación estándar por debajo o por encima de la media como el límite para clasificar el evento como de pérdida o aumento de calidad severo, pero esta regla supedita al ICF a ser tipificado como un índice con distribución normal, lo que en la gran mayoría de los casos es algo implausible dada la naturaleza de los datos financieros y macroeconómicos cuyos tercero y cuarto momentos (sime-tría y kurtosis, respectivamente), se desvían de los estadígrafos que representan a una distribución normal (Caldarelli, Elekdag and Lall 2009). No obstante lo anterior, el ICF propuesto en este estudio pasa las pruebas de normalidad de Shapiro-Wilk y Shapiro-Francia.

Aún así, los autores de este estudio determinan que es necesario el uso de una metodología de clasificación más rigurosa y sofisticada desde el punto de vista econométrico. Los modelos que cumplen con este requisito son los llamados modelos Markov-Switching, los cuales son capaces de capturar las dinámicas de la calidad financiera asumiendo que las propiedades del ICF, como serie de tiempo, son dependientes del estado, es decir, son estado-dependiente. Adicionalmente, es importante que la serie de tiempo (ICF en este caso), sea una serie estacionaria, tal como fue probada en la sección raíces unitarias del análisis de robustez más arriba expuesto.

De esta forma, un conveniente y adecuado supuesto acerca del estado inobservado, es que éste sigue una cadena de Markov y es por esta razón que los modelos de cambios de regiones o Regime-Switching son conocidos como modelos Markov-Switching. Inicialmente, estos modelos fueron desarrollados por Quandt (1972) y Goldfeld y Quandt (1973), siendo extendidos a procesos autoregresivos (AR) y no lineales por Hamilton (1989).

Para ICF, los coeficientes estimados en un modelo Markov-Switching se representan como la ecuación general

$$ICF_t = \alpha(s_t) + \beta(s_t) + \sigma(s_t)\mu_t,$$

para los estados  $s_t = \{0, 1, 2\}$

La Tabla 4 resume cinco especificaciones de modelos Markov Switching, cada uno de los cuales corresponde a la ecuación general del modelo. Los modelos DR son los llamados modelos Markov-Switching Dynamic Regression (MSDR) de rápido ajuste una vez que el proceso cambia de estado. Los modelos AR son llamados Modelos Markov-Switching Autoe-gression o autoregresivos (MSAR) y son modelos de ajuste más gradual ante cambios en el estado. Para este estudio y como lo especifica la Tabla 4, se estimaron ambos tipos de modelos (DR y AR) para dos y tres estados y con uno o dos rezagos para el ICF.

**Tabla 4:** Resultados Modelo Markov-Switching

Modelo	Log-Likelihood	AIC <sup>1</sup>	BIC <sup>2</sup>	HQIC <sup>3</sup>	D-Watson
DR2	192.945	-375.89	-362.21	-3.25	1.51
DR2V	193.551	-375.10	-358.68	-3.23	1.49
DR3	195.720	-371.44	-344.08	-3.16	1.60
AR211	195.233	-376.47	-357.37	-3.26	2.48
AR212	193.427	-368.85	-344.39	-3.20	2.67

Datos mensuales desde enero 2008 a junio 2017 (N=114)

<sup>1</sup>BIC: Bayesian information criterion

<sup>2</sup>AIC: Akaike information criterion

<sup>3</sup>HQIC: Hannan-Quinn information criterion

De acuerdo a los resultados, el modelo que mejor representa la dinámica de la serie ICF, de acuerdo a los estadígrafos de la Tabla 4, es el modelo DR2 que es un modelo dinámico con un rezago para el ICF ( $ICF_{t-1}$ ) de dos estados de rápido ajuste y variación de coeficientes, pero en el cual la desviación estándar ( $\sigma$ ) del modelo se mantiene constante. Contrariamente, el modelo DR2V es similar al modelo DR2 pero donde se permite modificar la varianza. Sin embargo, este segundo modelo es menos óptimo que el DR2 y que a juicio de los autores se debe a la corta historia del índice y su menor exposición a eventos de estrés. Los autores consideran que con tres o más años de historia y datos, es muy probable que el modelo óptimo se acerque más a un modelo del tipo DRV2, en el cual todos los coeficientes varían incluida la desviación estándar.

Es necesario enfatizar que a pesar de que el estadígrafo Durbin-Watson para autocorrelación serial no es perfecto o cercano al valor 2.0, este se encuentra dentro de los rangos normales de variación de entre 1.5 y 2.5 (Durbin, J. and Watson, G. S. 1951).

Lo más relevante de estos resultados es que el modelo DR2 identifica claramente dos estados diferentes para el ICF, los cuales ya fueron analizados sobre la base de la Figura 11. Siguiendo y basándose en el modelo seleccionado, se procede a estimar la transición y duración de los estados. Las Tablas 5 y 6 resumen estos resultados los que se detallan a continuación.

**Tabla 5:** Probabilidades de Transición

Prob. Transición	Estimado	Error Estd.	[95% Intervalo Conf.]	
p11	0.944142	0.029795	0.848149	0.980825
p12	0.055858	0.029795	0.019175	0.151851
p21	0.096590	0.064207	0.024654	0.311409
p22	0.903410	0.064207	0.688591	0.975346

**Tabla 6:** Duración Esperada de los Eventos

Duración Esperada	Estimado	Error Estd.	[95% Intervalo Conf.]	
Estado 1	17.90255	9.549316	6.585405	52.15047
Estado 2	10.35302	6.882023	3.211215	40.56148

De las Tablas 5 y 6 se puede extraer información muy relevante. En efecto y de acuerdo a las probabilidades de transición de la Tabla 5, que identifica claramente dos estados diferentes para el ICF, el valor P11 de 0.944 nos indica la probabilidad de permanecer en el estado 1, y esta probabilidad es muy alta o altamente persistente (cercana a la unidad o valor 1). Por otra parte, el valor P12 de 0.056 nos indica que la probabilidad de transitar desde el estado 2 hacia el estado 1 es baja. Finalmente el valor P22 nos indica que una vez que el ICF alcanza el estado 2, su probabilidad de permanecer en este estado es alta y persistente con una probabilidad de 0.903. En otras palabras, una vez que llega al estado 2, se requiere de una política fiscal, monetaria o macroeconómica fuerte de manera que la ejecución de esa política permita transitar al ICF desde el estado 2 al estado inicial 1.

Complementariamente, la Tabla 6 nos indica que para el ICF la duración estimada de permanencia en el estado 1, el que fue identificado como el de la crisis subprime de 2008 con todos sus eventos colaterales y en el cual el ICF alcanzó su valor mínimo, es cercana a los 18 meses mientras que el segundo estado identificado por su valor máximo en febrero de 2015, alcanza una duración de poco más de 10 meses, es decir, prácticamente durante todo el año 2015.

Finalmente y en relación con la habilidad de indicador ICF, interesa determinar las regiones y límites para los cuales el ICF es sensible a diferentes choques y eventos tanto en el mercado financiero como en la economía real. Siguiendo la metodología aplicada por Estévez y Cambón se estimarán los modelos del tipo Threshold-Regression que a diferencia de los modelos Markov-Switching asumen que las transiciones entre estados de una variable, ICF en este estudio, son desencadenadas por variables observables que en algún momento del tiempo cruzan ciertos límites y estos límites deben ser estimados o determinados (Estévez and Cambón 2015).

Para cumplir este último objetivo y poder así determinar él o los límites, se han seleccionado cuatro variables de la economía real a saber; ventas minoristas, PMI manufacturero, PMI servicios y el índice de producción industrial IPI. Todas las variables fueron probadas en los diferentes modelos con el resultado que la variable que más impacta en el ICF es el PMI manufacturero. Todas las variables fueron sometidas a la pruebas de raíz unitaria de rigor a objeto de evitar resultados espúreos.

Una regresión umbral (o Modelos Threshold), utiliza mínimos cuadrados condicionales para estimar los parámetros de modelo de regresión. Estructurando un modelo para el ICF, su valor de rezago y la variable producción industrial se estiman cinco modelos con uno y dos rezagos, de los cuales existen dos modelos que compiten, el primero con un rezago y el segundo con dos rezagos para la el indicador ICF. De los dos modelos seleccionados, el modelo con un rezago es el modelo de elección considerando los criterios de información ya descritos anteriormente. Los valores para los criterios de selección de ambos modelos se muestran en la Tabla 7.

Tabla 7: Resultados Modelos Threshold

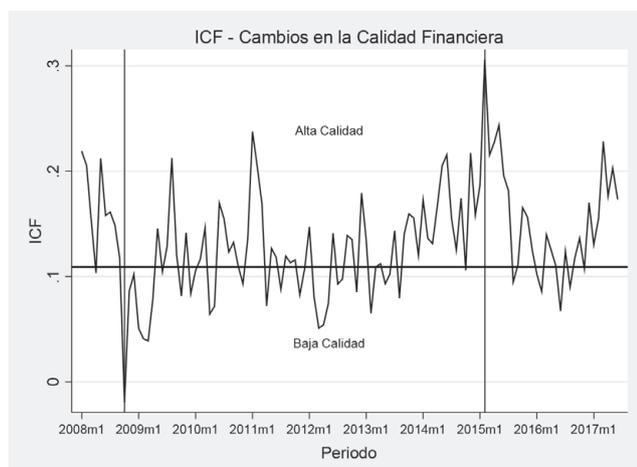
Modelo	T1	T2	AIC	BIC	HQIC	SSR*
Modelo de 1 rezago	0.1090	-	-721.353	-704.988	-714.712	.1716
Modelo de 2 rezagos	0.1267	0.1487	-720.493	-695.946	-710.532	.1640

Datos mensuales desde enero 2008 a junio 2017 (N=114)

\*SSR: Suma del Cuadrado de los Residuos

De los resultados de la Tabla 7 se puede inferir, de acuerdo a los criterios de información AIC, BIC y HQIC, que el modelo de un rezago es el modelo a seleccionar. Básicamente el modelo impone un solo límite cuyo valor es 0.1090 que divide la serie en dos regiones; una de baja calidad para valores inferiores o iguales a 0.1090 y otro de alta calidad para valores superiores a 0.1090. La gráfica siguiente muestra estas dos regiones derivadas del modelo umbral (Figura 12).

Figura 12: ICF - Cambios en la Calidad Financiera



Datos mensuales desde enero 2008 a junio 2017 (N=114)

#### 5.4 Efectos de la economía real y del índice de estrés (FMSI) sobre el ICF

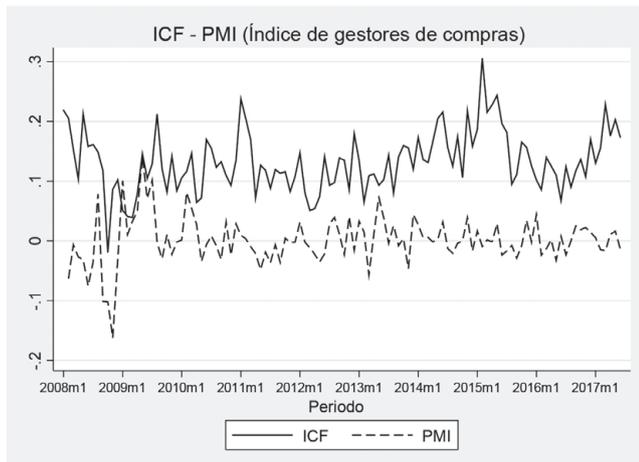
Finalmente y utilizando un modelo de Vector Autoregresivo (VAR), es interesante determinar el posible efecto que tiene la economía real sobre el índice de calidad financiera. Previamente al análisis, se determinó que el número óptimo de rezagos es uno mediante los criterios de información habituales (AIC, BIC, HQIC, entre otros). Debido a que el tamaño de la muestra es relativamente pequeño (114 observaciones), se opta por el criterio BIC, que considera tan solo un rezago, por sobre el resto de los criterios de selección. Un problema con el criterio AIC es que tiende a sobreestimar el número de parámetros en el modelo y este efecto puede ser importante en muestras pequeñas. Por otra parte, el criterio BIC penaliza la introducción de nuevos parámetros más que el AIC, por lo que tiende a elegir modelos más parsimoniosos. Al mismo tiempo, se descartó la presencia de raíz unitaria en el tercer rezago utilizando los test Dickey-Fuller y KPSS.

Los resultados del modelo VAR concluyen que el PMI manufacturero es significativo al nivel de significancia del 1%, además de concluir que hasta cierto grado, el PMI determina la trayectoria del ICF. En efecto y sobre la base de la prueba de Granger, existe una relación causal desde el PMI manufacturero hacia el ICF, y esta relación es unidireccional, es decir, no se puede determinar una relación de causa efecto en sentido contrario o desde ICF hacia el PMI. Los resultados en detalle del modelo VAR están contenidos en el apéndice de este trabajo.

No obstante lo anterior, esta relación causal parece ser más fuerte en la región de baja calidad, en el cual el indicador ICF está por debajo del umbral establecido en la sección anterior de 0.1090. Es en esa región en la cual el ICF y el crecimiento del PMI manufacturero siguen una trayectoria muy cercana. Para valores por encima del umbral (valores superiores a 0.1090), la relación o trayectoria de ambos indicadores se hace más divergente lo que se condice con valores del PMI manufacturero superiores al valor 50, que es el valor umbral establecido para este índice. La Figura 13 muestra este cambio en la relación entre ambos indicadores a medida que transita desde una región de baja calidad (lado izquierdo del gráfico) a una de alta calidad financiera (región derecha del gráfico), específicamente a partir del año 2014.

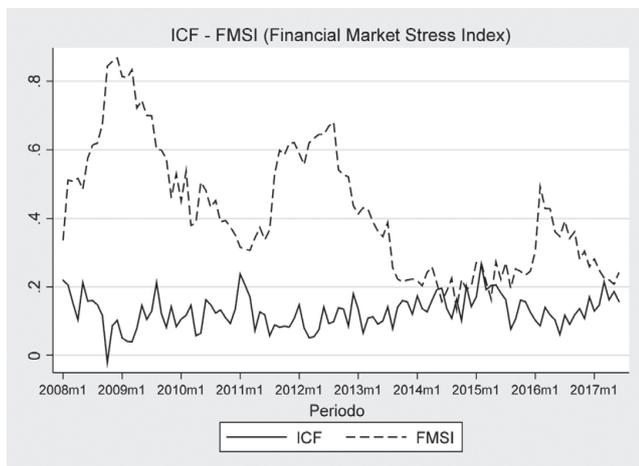
Respecto del efecto del estrés del mercado sobre el ICF, se determina que existe una correlación negativa y significativa al nivel de 1% de -0.495 entre ambos índices. Utilizando el mismo enfoque econométrico (VAR), se modela y concluye que el índice de estrés para el mercado financiero español FMSI (Financial Market Stress Index) de Estévez y Cambón, determina la trayectoria del ICF y esta relación es significativa al nivel de significancia del 1%. En efecto y sobre la base de la prueba de Granger, existe una relación causal y unidireccional desde el FMSI hacia el ICF. En otras palabras, altos niveles de estrés en el mercado financiero afectan y disminuyen la calidad del mercado, resultado que se condice con lo esperado por los autores. La Figura 14 muestra el movimiento inverso existente entre ambos índices; los índices divergen en periodos de alto estrés y coinciden en periodos de bajo estrés en el mercado financiero, siendo éste un indicador de la calidad del mismo.

Figura 13: ICF - PMI



Datos mensuales desde enero 2008 a junio 2017 (N=114)

Figura 14: ICF - FMSI



Datos mensuales desde enero 2008 a junio 2017 (N=114)

## 6. Conclusiones

La calidad de un mercado financiero es un concepto heterogéneo debido a las múltiples dimensiones que lo caracterizan. Sin embargo, en el presente trabajo de investigación los autores han sido capaces de aglutinar las características más importantes de un mercado particular como es el mercado de valores español. Mirar en perspectiva los cambios de los diferentes indicadores a lo largo del tiempo y analizarlos a su vez en conjunto, puede aportar una muestra más objetiva para el inversor y para las empresas de cara a evaluar la calidad de mercado.

El indicador de calidad financiera ICF desarrollado en esta investigación, aporta información valiosa tanto a los inversores como a las empresas acerca del funcionamiento adecuado de un mercado. Un ICF superior a 0.1090, es decir, de alta calidad del mercado, se refleja en una probabilidad de rentabilidad positiva cercana al 70% para el IBEX 35 en ese mismo mes. Asimismo, cuando el ICF se sitúa en entornos de alta calidad de mercado, también se observa una mejora en la captación de capital por parte de las empresas. Además, el ICF refleja y predice en buena medida los

momentos de mayor tensión a causa de periodos de estrés como las crisis financieras, así como la recuperación económica de la economía española. Particularmente en España, existe una gran simetría entre el desarrollo del mercado de valores y el crecimiento económico del país (PIB).

El estudio también permite extraer o inferir que la fragmentación del mercado repercute de una manera notable en la profundidad y liquidez del mismo. Evidentemente, el desarrollo de plataformas alternativas de negociación puede conllevar que en situaciones de estrés de mercado, los inversores tengan problemas en transformar el activo en liquidez. En este sentido y tal como ha sido ampliamente explicado en la literatura financiera, los mercados tienden al contagio y a la sobrerreacción de activos que puede inducir a problemas de liquidez del propio sistema financiero. El ICF nos muestra en el periodo estudiado que comprende desde el año 2008 hasta finales de junio de 2017, existe un tiempo estimado de permanencia para el ICF por encima de la zona de alta calidad, es decir, el ICF permanece por sobre el umbral 0.1009 un 62,28% del tiempo para el periodo transcurrido entre 2008-2017, fiel reflejo del alto grado de desarrollo del mercado español y dado el nivel de turbulencia presentes en los mercados globales.

Por otra parte, el ICF muestra un alto grado de correlación inversa con el índice de estrés de mercado (FMSI). En efecto, si se observan los periodos de mayor estrés de mercado español, crisis *subprime* estadounidense (octubre 2008) y dudas sobre la solidez del sector financiero español (marzo 2013), el índice de calidad financiera muestra un mínimo absoluto y un mínimo relativo que coincide con el máximo absoluto de estrés de mercado y un máximo relativo en el FMSI. Por tanto, se corrobora que los eventos de estrés de mercado se reflejan en periodos de baja calidad, tal como lo demuestra el análisis VAR entre ambas variables desarrollado en este estudio y que confirma la existencia de relación causa-efecto entre ICF y FMSI. Sin embargo, tanto los periodos de estrés como los de baja calidad son más bien periodos puntuales, pero que acostumbran a tener réplicas con mínimos/máximos relativos superiores a los mínimos/máximos establecidos previo al periodo de estrés.

Finalmente y sobre la base de los resultados de un segundo modelo VAR, el PMI manufacturero tiene una relación causal directa (causalidad del tipo Granger) sobre el ICF, especialmente cuando la economía enfrenta escenarios de baja calidad financiera. En otras palabras, caídas del PMI manufacturero por debajo de su umbral de 50 puntos, no solamente son un indicio que la economía real puede estar iniciando un periodo de desaceleración o recesión, sino también un periodo de baja calidad en el mercado financiero.

Consecuentemente, el ICF es un indicador capaz de capturar el efecto de la economía real sobre la calidad de mercado en su real dimensión, convirtiéndolo en un indicador de relevancia no tan solo para el diagnóstico cualitativo del mercado financiero sobre la base de variables medibles y bien fundamentadas, sino también respecto de las posibles correcciones que puedan estar en ciernes sobre el mercado financiero español, tal vez en un futuro más próximo que lejano.

## 7. Bibliografía

- Akerlof, George A. (1970). "The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism." *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), pp. 488-500, 1970.
- Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T. and M. Richardson (2010). "Measuring Systemic Risk". FRB of Cleveland Working Paper No. 10-02.
- Adrian, T. and M. K. Brunnermeier (2011). "CoVar". NBER Working Paper No. 17454.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and R. Levine. 2010. "Financial Institutions and Markets Across Countries and over Time: The Updated Financial Development and Structure Database." *World Economic Review* 24(1):77-92.
- Bharath, Sreedhar & Dittmar (2010). Amy. Why do firms use private equity to opt out of public markets?. *Review of Financial Studies*. Published - May 2010
- Brownlees, C. T. and R. Engle (2012). "Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement". Working Paper, NYU.
- Caldarelli, R., Elekdag, S. A. and S. Lall (2009). "Financial Stress, Downturns, and Recoveries". International Monetary Fund, Working Paper WP/09/100.
- Caporin, M., Pelizzon, L., Ravazzolo, F. and R. Rigobon (2013). "Measuring Sovereign Contagion in Europe". NBER Working Paper No. 18741.
- Dambra, Michael and Gustafson, Matthew and Pisciotta, Kevin J, Post-IPO Market Returns and the Benefits to Going Public (June 8, 2017)
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74: 427-431.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz (2009). "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets". *The Economic Journal*, Vol.119 (534), pp. 158-171.
- Drewnowski, Jan & Scott, Wolf (1966). The level of living index, United Nations Research Institute for Social Development, Geneva
- Durbin, J., and G. S. Watson (1950). Testing for serial correlation in least squares regression. I. *Biometrika* 37: 409-428.
- Durbin, J., and G. S. Watson (1951). Testing for serial correlation in least squares regression. II. *Biometrika*. 1951 Jun; 38(1-2):159-78.
- Estévez Leticia and M<sup>a</sup> Isabel Cambón (2015). A Spanish Financial Market Stress Index (FMSI). Research, Statistics and Publications Department, CNMV.
- Eugene F. Fama (1965). "The Behavior of Stock Market Prices," *The Journal of Business*, vol. 38, no. 1. (1965): 34-105.
- Fama, E. (1965). "The behavior of stock-market prices". *The Journal of Business* 38, 34-105.
- Forbes, K. and R. Rigobon (2001). "Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues". *International Financial Contagion*, Chapter 3, pp.43-66.
- Goldfeld, S. M., and R. E. Quandt. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics* 1:3-15.
- Goldsmith, Raymond W. (1969). *Financial structure and development*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Gray, D. F. and A. A. Jobst (2011). "Modelling systemic financial sector and sovereign risk". *Sveriges Riksbank Economic Review*, 2011:2, pp.68-93.
- Hamid Mehran and Stavros Peristiani (2009). *Financial Visibility and the Decision to Go Private* Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, no. 376 June 2009
- Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994). "Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime". *Journal of Econometrics*, No. 64, pp.307-333.
- Hansen, Bruce E. (2000). "Testing for structural change in conditional models," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 97(1), pages 93-115, July.
- Hansen, Bruce E. (1997). "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference," *Boston College Working Papers in Economics* 365, Boston College Department of Economics.
- Hobijn, B., P. H. Franses, and M. Ooms (1998). Generalizations of the KPSS-test for stationarity. *Econometric Institute Report 9802/A*, Econometric Institute, Erasmus University Rotterdam.
- Holló, D., Kremer, M. and M. Lo Duca (2012). "CISS-a composite indicator of systemic stress in the financial system". European Central Bank, Macroprudential Research Network, Working Paper Series March 2012, No.1426.
- Horvath, R., & Poldauf, P. (2012). International stock market comovements: what happened during the financial crisis? *Global Economy Journal*, 12(1).
- Hovakimian, A., Kane, E. J. and L. Laeven (2012). "Variation in Systemic Risk at US Banks During 1974-2010". NBER Working Paper No. 18043.
- Huang, X., Zhou, H. and H. Zhu (2011). "Systemic risk contributions". *Finance and Economics Discussion Series* 2011-08, Board of Governors of the Federal Reserve System (US).
- Hyde, S., Bredin, D. and N. Nguyen (2007). "Correlation dynamics between Asia-Pacific, EU and US stock returns". *International Finance Review*, Vol. 8, Chapter 3, pp. 39-61.
- Illing, M. and Y. Liu (2006). "Measuring financial stress in a developed country: An application to Canada". *Journal of Financial Stability*, Vol. 2, No. 4, pp. 243-265.
- IMF-BIS-FBS (2009): "Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations". *International Monetary Fund*, Bank for International Settlements and Financial Stability Board.
- Dubois, Michel and Jeanneret, Pierre (2000). *The Long-run Performance of Seasoned Equity Offerings with Rights: Evidence from the Swiss Market* (January 2000).
- Kang, J.K., Y.C. Kim, and R.M. Stulz. (1999) "The Underreaction Hypothesis And The New Issue Puzzle: Evidence From Japan." *Review of Financial Studies*, Vol. 12, pp. 519-534
- Kasa, K. (1992). Common stochastic trends in international stock markets, *Journal of Monetary Economics* 29, 95-124.
- Kotkatvuori-Örnberg, J., Nikkinen, J., & Äijö, J. (2013). *Stock market correlations during the financial crisis of*

- 2008-2009: Evidence from 50 equity markets. *International Review of Financial Analysis*, 28, 70-78.
- Kwiatkowski, D., P. C. B Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics* 54: 159-178.
- Keynes, John Maynard (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Macmillan Cambridge University Press, for Royal Economic Society in 1936.
- King, Robert G., and Ross Levine (1993a). Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics* 108:717±738.
- Kritzman, M., Yaunzhen, L., Sebastien, P. and R. Rigobon (2010). "Principal Components as a Measure of Systemic Risk". MIT Sloan School Working Paper 4785-10.
- Lybek, Tonny & Sarr, Abdourahmane (2003). *Measuring Liquidity in Financial Markets*. International Monetary Fund, IMF Working Papers.
- Metes, Dan V. (2005). *Visual, Unit Root and Stationarity Tests and Their Power of Accuracy*. Department of Mathematics and Statistical Sciences, University of Alberta, Edmonton, Alberta, Canada T6G 2G1.
- Morris, V. C. (2010). "Measuring and Forecasting Financial Stability: The Composition of an Aggregate Financial Stability Index for Jamaica". Financial Stability Department. Bank of Jamaica. Working Paper: August 2010.
- Mehran, Hamid & Stravos Peristiani. (2009) "Financial Visibility and the Decision to Go Private". Federal Reserve of Bank of New York. June 2009 Number 376
- Stefan Nagel (2012). *Evaporating Liquidity*. *The Review of Financial Studies*, Volume 25, Issue 7, 1 July 2012, Pages 2005-2039, <https://doi.org/10.1093/rfs/hhs066>
- Stehle, R., Ehrhardt, O. and Przyborowsky, R. (2000), Long-run stock performance of German initial public offerings and seasoned equity issues. *European Financial Management*, 6: 173-196.
- Nelson, W. R. and R. Perli (2007). "Selected indicators of financial stability", *Irving Fisher Committee's Bulletin on Central Bank Statistics*, Vol. 23, pp. 92-105.
- Newey, W. K., and K. D. West (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies* 61: 631-653.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75: 335-346.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75:335-346.
- Piffaut, Pedro V. and Damià Rey Miró (2016): *Integración, Contagio Financiero y Riesgo Bursátil: ¿Qué nos dice la evidencia empírica para el periodo 1995-2016?* *Cuadernos de Economía* (2016) 39, 138-147.
- Quandt, R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. *Journal of the American Statistical Association* 67: 306-310.
- Roberts, S. W. (1959). "Control Chart Tests Based on Geometric Moving Averages", *Technometrics*, 1, pp. 239-250.
- Segoviano, M. A. and C. Goodhart (2009). "Banking Stability Measures". International Monetary Fund, Working Paper No. 09/4.
- Terceño, A., & Guercio, M. B. (2011). *El crecimiento económico y el desarrollo del sistema financiero. Un análisis comparativo*. *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa*, 17(2), 33-46.
- Velázquez, A. y Gómez Lende, S. *Población y calidad de Vida en la Argentina (1991-2001)*, La fragmentación de la sociedad y el territorio. En: Velázquez, A. y Gómez Lende, S. *Desigualdad y Calidad de Vida en la Argentina (1991-2001)*. Aportes empíricos y metodológicos. Buenos Aires: Centro de Investigaciones Geográficas, FCH, UNCPBA, Editorial Reun, 2005, p. 199-240.

## Apéndice

### Análisis Vector Autoregresivo (VAR) ICF - PMI Manufacturero

Tabla 8: Determinación Número Óptimo de Variables Rezagadas

Lag	LL	LR	df	p	AIC	HQIC	SBIC
0	-167.86				3.061	3.081	3.109
1	-14.99	305.73	4	0.000	0.378	0.437	<b>0.525*</b>
2	-7.99	13.99	4	0.007	0.324	0.423	0.568
3	-0.08	15.83*	4	0.003	0.254*	0.392*	0.596

Tabla 9: Modelo VAR - (Efecto PMI/FMSIICF)

ICF (VD)	Coefficiente	Prueba de Granger	Chi	Signif.	D-Watson
PMI	0.003	Unidireccional	12.962	0.000	1.923
FMSI	-0.067	Unidireccional	7.807	0.005	2.043

Tabla 10: Coeficientes de Correlaciones

Variable	ICF
Capitalización Histórica	0.590*
Captación Capital	-0.016
Liquidez	-0.228
OPV	0.416*
Reputación Inversores	0.703*
Rigidez	-0.230
Volatilidad	-0.459*
Volumen	0.025
BME	0.617*
IBEX	0.539*

\*Significativo nivel 5%,  $p < 0.05$