



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE

INSTITUTO DE ECONOMIA

MAGISTER EN ECONOMIA

TESIS DE GRADO

MAGISTER EN ECONOMIA

Errázuriz, Pomés, José Miguel

Diciembre, 2014



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MAGISTER EN ECONOMIA

**“Inflación de notas en la clasificación de riesgo: Evidencia para Chile”**

**José Miguel Errázuriz Pomés**

Microeconomía

Salvador Valdés y Eugenio Bobenrieth

**Santiago, diciembre de 2014**

# Índice

Introducción.....	4
Revisión de literatura.....	8
Literatura teórica.....	8
Literatura empírica.....	10
El mercado chileno de calificación de riesgo.....	12
Descripción de datos.....	14
Estrategia empírica.....	17
Estadística no paramétrica.....	22
Descripción de los test a utilizar.....	26
Resultados.....	28
Análisis de deuda vigente.....	28
Análisis de primeras emisiones.....	33
Conclusiones.....	35
Referencias.....	37
Anexos Apéndice A.....	39
Apéndice B.....	60

# Inflación de notas en la clasificación de riesgo: Evidencia para Chile\*

Tesis de magister en Economía -Magister en Economía Financiera Instituto de Economía,  
Pontificia Universidad Católica de Chile

1 de Diciembre de 2014

José Miguel Errázuriz P\*\*.

## Abstract

According to some recent theoretical models, an increase in competition between Credit Rating Agencies (CRAs) has, in general, negative effects on the quality of credit ratings, including the ratings of incumbent CRAs. The present investigation is the first to use the entry of a new CRA as an indicator of increased competition, which mitigates the endogeneity problems suffered by other approaches. The present investigation collects stylized facts of an entry episode registered in Chile. We analyzed monthly data from existing debt and 378 new corporate bond emissions (IPO's) in the period 2000-2010. Average credit ratings are compared using non-parametric statistics, discriminating between the periods before and after the entry of the new CRA, and discriminating between the credit ratings granted by the new CRA and the existing ones. The evidence reveals that the new CRA entered the market with a higher level of credit ratings, compared to the rating level of incumbent CRAs. In addition, the analysis of IPOs after entry, shows evidence of a decline or weakening in the pre-existing negative relation between the spreads of corporate bonds and their credit ratings. However, the evidence does not support the hypothesis of a general post-entry inflation in credit ratings, because that process is observed only for bonds issued by the service sector, but not for bonds issued by the extraction and manufacturing sector.

**Keywords:** Credit Rating Agencies, Bond ratings, Competition and Reputation, Information and Quality.

**JEL Classifications:** C14, D43, D82, G24, L14.

---

\* Especiales agradecimientos a la comisión de esta tesis, integrada por los profesores Eugenio Bobenrieth y Salvador Valdés. Todos los errores son de exclusiva responsabilidad del autor.

\*\*Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía. Email: jmerraz2@uc.cl

## 1. Introducción

Las clasificaciones de riesgo son herramientas que facilitan el proceso de decisión de inversión a varios agentes del mercado. Su origen radica en las asimetrías de información existentes entre cada emisor y quienes invierten en sus títulos, que pueden ser muchos y cuya identidad puede cambiar en el tiempo. Las clasificaciones de buena calidad, es decir aquellas que revelan y simplifican información compleja, vienen a reducir las brechas de información existente entre emisores e inversionistas, bajando el costo y riesgo del problema de decisión de inversión. Ello baja el costo de capital para los emisores e incluso podría dar acceso a estos mercados a algunos emisores menos sofisticados.

Sin embargo, este aporte se basa en el supuesto de que las clasificaciones sean de calidad, en el sentido de “representar” verazmente el riesgo de impago o pago no oportuno del instrumento, dada la información disponible al momento de clasificar. De lo contrario, el problema de asimetrías de información no se mitigaría, y en el extremo podría agravarse. Luego de la crisis financiera internacional de 2008-09, muchos observadores sostuvieron que el desempeño de las clasificadoras de riesgo en EE.UU. en las hipotecas subpar (subprime), que después se reveló desastroso, fue uno de los responsables de que el sistema financiero internacional casi colapsara. (Hunt, J. P. (2009))

Lo habitual es que la empresa emisora sea quien financie la clasificación, y por ende seleccione al/los clasificadores. La clasificación es un servicio continuo en el tiempo, por lo cual el emisor lo contrata por un plazo de al menos un año<sup>1</sup> o de modo indefinido en el tiempo. Según los autores citados más adelante, la tendencia a elevar artificialmente (“inflar”) las clasificaciones sería más significativa que una eventual tendencia a bajar artificialmente (“endurecer”) las clasificaciones. Este sesgo ocurriría por efecto de la competencia entre clasificadoras por clientes (emisores).

Ese eventual sesgo general al alza de las clasificaciones podría interactuar con otros factores para facilitar inicialmente un aumento injustificado de colocaciones de instrumentos de deuda, pero sería seguido con mayor probabilidad por una ola de incumplimientos, que a su vez induciría una retracción injustificada en las clasificaciones, amplificando el ciclo económico. Bar-Issac y Shapiro (2012) en un modelo teórico, predicen (calibrando el modelo para EE.UU.) que en fases de auge, las clasificaciones tenderían a ser más altas que en otras fases; sin embargo, su estudio no logra aclarar la dirección de la causalidad.

Recientemente han surgido modelos teóricos que detallan cómo la competencia en este sector sería la causante de una mejora artificial de las clasificaciones de riesgo. El argumento es que cualquier clasificadora que está en el mercado prefiere sacrificar algo de reputación hoy con el fin de obtener mayores ganancias inmediatas, a costa de obtener menores retornos esperados en el futuro.

---

<sup>1</sup> Para una clasificadora, iniciar la clasificación de los títulos de un emisor tiene un costo fijo, y continuar la cobertura y actualizarla tiene un costo marginal mucho menor que el costo fijo inicial.

Sin embargo, otros autores plantean lo contrario. Por ejemplo, Jeon, D. & Lovo, S. (2011) encuentran (en un modelo teórico) que aun cuando las calificadoras puedan manipular sus calificaciones, existirán equilibrios en que las calificadoras incumbentes actúan de forma honesta. En esos equilibrios, las mejoras de calificaciones se deben a equivocaciones y no a decisiones estratégicas.

La evidencia indica que los mercados de “predicciones” son eficientes (Arrow et al, 2008). Por eso, autores como Vernon Smith han propuesto que las clasificaciones de riesgo deberían ser reemplazadas por mercados de predicciones, en particular por mercados de Credit Default Swaps (CDS), siempre que estos últimos sean regulados como ocurre con los futuros (registro obligatorio y requerimientos de colateral) (Gjastaf y Smith, 2014).

Hasta ahora hay pocos estudios empíricos sobre el comportamiento de las calificadoras de riesgo, que permitan clarificar este debate. Hacerlo requiere medir el “grado de competencia” y encontrar experimentos naturales que identifiquen que cierta variación en el grado de competencia fue exógena. -Las excepciones son Becker y Milborn (2011) y Xia (2012), que se describen en la sección 2.

El objetivo de esta investigación es aportar evidencia empírica, para lo cual contamos con datos del mercado chileno de bonos. Este mercado es más profundo que en la mayoría de las economías emergentes, como prueban los indicadores de profundidad de la OCDE y de actividad de mercados de bonos corporativos<sup>2</sup>. En varios indicadores, el mercado chileno de bonos es más profundo que en la mediana de los países miembros de la OCDE.

Nuestra metodología aborda el tema del grado de competencia de la siguiente forma:

- El evento exógeno que varía el grado de competencia es la entrada de una nueva clasificadora. En el año 2005 ingresó al mercado chileno una clasificadora llamada International Credit Rating (ICR), de propiedad local y con una alianza estratégica con DBRS, una clasificadora global. Se harán comparaciones a lo largo del tiempo para recoger el impacto de este evento.
- Se utiliza la estadística no paramétrica para documentar hechos estilizados referidos a la eventual “inflación de clasificaciones”. Con ese fin se comparan las distribuciones de las clasificaciones pre y post la entrada de la nueva clasificadora. Junto con eso, se estudia si ICR entró clasificando con notas más altas.

Este es el primer estudio que usa la entrada de una clasificadora como indicador de aumento en el grado de competencia. Los estudios anteriores han utilizado otro indicador: la variación en la participación de la clasificadora más pequeña presente en el mercado (Becker y Milborun (2011) y Xia (2012)).

---

<sup>2</sup> Rohini T. & Gigi H. (2014) “Corporate Bond Markets: A Global Perspective” Volume 1. International Organization of Securities.

Por su parte, la utilización de estadística no paramétrica presenta ventajas, pero también desafíos de orden conceptual y empírico. Su análisis y la adaptación de esas pruebas a las posibilidades de la muestra ocupan una parte importante de este trabajo.

Se divide la muestra en dos grandes grupos; el stock de deuda vigente y primeras emisiones de bonos corporativos. Para la primera muestra, este estudio encuentra evidencia de un mayor nivel de clasificaciones después de la entrada de la nueva clasificadora, para un mismo riesgo, entre los bonos emitidos por el sector Servicios. Sin embargo, ello no ocurre para los bonos emitidos por el sector de manufactura y extracción. Esta diferencia descarta la posibilidad de referirse al fenómeno observado como un aumento generalizado en las clasificaciones de riesgo. El resultado anterior se da tanto para bonos de corto como de largo plazo. Una posible explicación para esto es que el alza del cobre se agudiza en 2004 y 2005, lo cual aprecia el tipo de cambio real y eleva los salarios reales, presagiando un menor riesgo para los títulos de deuda emitidos por firmas del sector no transable (Servicios) y el efecto contrario para títulos emitidos por firmas del sector transable (Extracción y manufactura). Este estudio no controla por esta posible explicación.

Por otra parte, la comparación del promedio de clasificaciones con y sin las notas de la nueva clasificadora, indican que en promedio el entrante clasifica más alto que las clasificadoras incumbentes. Esto es consistente con la hipótesis de que la nueva clasificadora entra a captar clientes aumentando el nivel de sus clasificaciones.

Por último, si las clasificaciones se tornaron menos informativas luego de la entrada, deberíamos esperar una disminución en la correlación entre los *spread* exigidos a los bonos (por sobre la respectiva tasa de riesgo mínimo) y el nivel de las clasificaciones. Presentamos un análisis especial sobre esto para las emisiones iniciales (IPO), y encontramos que para el sector de servicios, la correlación no era significativa antes de la entrada, y tampoco lo fue después de la entrada. En cambio, para el sector de manufactura y extracción la correlación era negativa antes de la entrada, lo cual permite aplicar el test. Se encuentra que después de la entrada de la nueva clasificadora, la correlación entre los *spread* de los bonos corporativos y las clasificaciones sigue existiendo, pero con un menor nivel de significancia (el valor p sube desde 1% a 5%).

En lo que sigue, esta investigación se estructura de la siguiente forma: la sección 2 repasa la literatura existente, y presenta una breve descripción del mercado de clasificación chileno. La sección 3 presenta los datos, la sección 4 explica la metodología y estrategia empírica a utilizar, y la sección 5 presenta los resultados de la estadística no paramétrica; finalmente, la sección 6 da las conclusiones.

## 2. Revisión de literatura y descripción del mercado analizado

Desde que las evaluaciones de las clasificadoras empezaron a ser utilizadas por los reguladores financieros para fijar ciertos umbrales y autorizaciones, las empresas clasificadoras se han convertido en reguladoras indirectas de los mercados financieros. Debido a esto, en el último tiempo ha surgido una literatura que estudia el comportamiento de las clasificadoras y los relaciona con mecanismos reputacionales.

Las investigaciones se dividen en dos ramas. La primera intenta modelar teóricamente el dilema (trade-off) que cualquier clasificadora enfrenta, entre endurecer las notas para reducir errores y mantener una buena reputación (la cual permitiría obtener mayores ganancias en el futuro), versus inflar las notas para atraer más emisores y tener mayores ganancias en el corto plazo. La segunda rama de la literatura es empírica y trata de determinar qué evidencia existe a favor de alguno de los mecanismos propuestos por la primera rama.

### 2.1. Literatura teórica

Cada estudio teórico intenta explicar que ocurre con las clasificaciones bajo diferentes circunstancias. Midiendo competencia como la entrada de una nueva clasificadora, Camanho, N., Deb, P., y Liu, Z. (2010) proponen un modelo duopólico donde las clasificadoras de riesgo compiten por la participación de mercado y donde la reputación se determina de forma endógena bajo un horizonte infinito. En el modelo, la participación de mercado se modela de forma tal que; la empresa que tiene mayor reputación es la que atrae más proyectos. Al analizar el dilema ya presentado entre la reputación y los ingresos inmediatos, encuentran que:

- Cuando la reputación de cualquiera de las clasificadoras es alta y por alguna razón no puede bajar violentamente, los beneficios del futuro están asegurados. Por lo tanto, la clasificadora tiene incentivos insuficientes a clasificar verazmente en el corto plazo, lo cual la induce a inflar sus clasificaciones para captar más emisores.
- Si las reputaciones de las 2 clasificadoras son similares, se espera un comportamiento más honesto (menos incentivos a inflar notas). La razón de esto es que cuando las reputaciones son similares, es más probable que el liderato del mercado cambie, resultando en un comportamiento más disciplinado.
- Una clasificadora entrante y nueva en el mercado, valora relativamente más aumentar sus ventas, lo cual llevaría a una “inflación” de notas de parte de todo el mercado. Esto se produce si la reputación de la clasificadora entrante es lo suficientemente baja. En dicho caso, la clasificadora incumbente tienen incentivos a aumentar las notas refugándose en su reputación. Este resultado se invierte si la clasificadora entrante tiene una mayor reputación que las incumbentes (quizá la heredó desde otras actividades de sus dueños).

Por su parte, Skreta y Veldkamp (2009) muestran que en presencia de activos complejos y cuando existe la posibilidad de que los emisores elijan entre clasificaciones, la competencia<sup>3</sup> puede llevar a un menor bienestar en equilibrio. Esto se produce vía la clasificación excesivamente alta para títulos que financian proyectos que en realidad merecían una menor clasificación de riesgo.

El modelo de Bolton, Freixas y Shapiro (2012) incluye tanto el entendimiento de las clasificadoras del poder de sus clasificaciones para atraer más negocios, como el comportamiento oportunista por parte de los emisores en cuanto a preferir comprar las clasificaciones más favorables<sup>4</sup> (más “infladas”). Los autores concluyen que es más probable que las clasificadoras inflen sus notas cuando hay una mayor proporción de inversionistas ingenuos en el mercado y/o cuando los costos de perder reputación son menores. Esto se da particularmente en períodos de auge económico, donde la fracción de inversionistas ingenuos sería mayor (por otras razones) y el riesgo para una clasificadora de ser descubierta “inflando” clasificaciones disminuye. Finalmente los autores muestran que en términos de bienestar, el caso de un monopolio en el mercado de clasificación es preferible al de un duopolio o mayor competencia.

Mathis, McAndrews y Rochet (2009) también demuestran que las consideraciones reputacionales no son suficientes para resolver el conflicto de interés de las clasificadoras. Los autores muestran que las clasificadoras inflan sus clasificaciones con probabilidad uno, cuando su reputación es lo suficientemente buena. Ello llevaría a ciclos reputacionales, donde el incumplimiento por parte de un solo bono bien calificado hace que la clasificadora pierda toda su reputación. Achacan este resultado a que el emisor sea quien financia y selecciona a la clasificadora. En el paper se analizan las implicancias de política y al igual que en muchas otras investigaciones, se concluye que antes que regular más de cerca el mercado o fomentar la competencia, lo que se requiere es un cambio en el modelo de negocio de la clasificación de riesgo.

Bar-Isaac y Shapiro (2012) llevan la investigación un poco más lejos y analizan un modelo que incluye consideraciones de ciclo económico. En un modelo dinámico, en donde la reputación es endógena y las condiciones del mercado pueden variar con el tiempo, los autores encuentran que la precisión de las clasificaciones es contra-cíclica. Las clasificadoras tienden a emitir clasificaciones menos precisas en tiempos de boom económico (cuando su reputación es alta) y a cuidar su reputación cuando las condiciones de la economía son adversas. Junto con esto los autores demuestran que la competencia<sup>5</sup> lleva a un resultado similar; bajo mayor competencia la precisión de las clasificaciones disminuye.

---

<sup>3</sup> Medida como el número de clasificadoras en el mercado.

<sup>4</sup> Lo que se conoce en la literatura como Rating Shopping.

<sup>5</sup> Aquí la competencia se modela suponiendo que la tarifa que se cobra no solo depende del ciclo, sino que también de la forma de competencia. (Hay una tarifa distinta cuando hay monopolio que duopolio).

Otros esfuerzo por modelar el comportamiento de las calificadoras corresponde al realizado por Jeon, D. & Lovo, S. (2011). En un modelo similar a los anteriores, los autores llegan a resultados distintos. En su modelo, aun cuando las calificadoras pueden manipular sus calificaciones, hay equilibrios en que la calificadora incumbente actúa de forma honesta. La única forma de que exista un aumento de calificaciones es si la clasificadora que se encuentra en el mercado es ineficiente, y por tanto, los aumentos de notas son debido a equivocaciones y no a decisiones estratégicas.

Si bien hay una mayor cantidad de estudios que apoyan la primera visión, parece ser que el problema aún no se encuentra resuelto. ¿Podría la inclusión o mayor participación de una clasificadora llevar a un aumento de las clasificaciones?, y si es así, ¿el aumento se produce de forma generalizada, en aquellos instrumentos en que son calificados conjuntamente por las incumbentes y las nuevas calificadoras, o solo en aquellos que no califica la nueva empresa?

## 2.2. Literatura empírica

La literatura empírica ha estudiado qué ocurre con las clasificaciones de las agencias que se encuentran en el mercado cuando varía el grado de competencia, midiendo a éste por la participación de la agencia clasificadora más pequeña presente en el sector.

Becker y Milbourn (2011) y Xia (2012) intentan medir qué ocurre con la calidad de las notas de las calificadoras que ya se encuentran en el mercado, cuando aumenta la participación de una clasificadora más pequeña. Sin embargo, las conclusiones encontradas por ambas investigaciones son contradictorias.

Para cuantificar los efectos, la metodología utilizada ha consistido en regresionar el promedio de clasificaciones de las agencias con mayor participación de mercado, en la participación de mercado de la agencia más pequeña<sup>6</sup>.

Becker y Milbourn (2011) encuentran evidencia que respalda a los modelos teóricos antes mencionados. Midiendo competencia como el aumento de participación de Fitch, los autores encuentran que los niveles de clasificación de Moodys y S&P han aumentado con la competencia. A parte de esto, los autores también documentan que la correlación entre las tasas de los bonos y las clasificaciones ha disminuido, indicando que las clasificaciones se han tornado menos informativas conforme aumenta la competencia en el sector.

En un estudio similar, Xia (2012) encuentra lo contrario cuando analiza qué ocurre con las clasificaciones de S&P, si aumenta la participación de mercado de una clasificadora de riesgo que funciona bajo el modelo de “*investor paid*”. Midiendo que ocurre con las clasificaciones de S&P cuando ambas calificadoras clasifican el mismo instrumento, el autor encuentra una mejora significativa en la calidad informativa de las notas de S&P luego de la clasificación de la nueva clasificadora.

---

<sup>6</sup> Junto con controles de ciclo económico y características propias de los bonos analizados.

Aparte de la falta de acuerdo, ambas investigaciones presentan serios problemas en su metodología de estimación. La decisión de clasificación o el aumento de participación de mercado de una agencia son endógenas, y por tanto, estimaciones mediante regresiones lineales no son adecuadas. Junto con esto, la dinámica de la interacción de las clasificadoras de riesgo es la de un juego dinámico en donde juega un papel clave las expectativas de cómo va a clasificar cada clasificadora y cómo va a utilizar su reputación para clasificar; es debido a esto, que la modelación lineal de la participación de mercado de una clasificadora, puede ser un tanto restrictiva.

A pesar de estos problemas, los estudios anteriores han intentado justificar la estimación mediante la utilización del método de variables instrumentales. Utilizando los datos de participación de mercado de un año en específico, los autores de ambas investigaciones, proyectan linealmente la participación de mercado de la empresa más pequeña. El argumento principal es que la participación proyectada sería exógena a elementos de decisión de clasificación futura; así por ejemplo, Becker y Milbourn (2011) utilizan como instrumento la participación de mercado proyectada de Fitch, a partir del año 1995. Este instrumento no parece ser adecuado. La participación de mercado de Fitch el año 1995 no es exógena, sino que responde aspectos comerciales sobre demanda (disposición a pagar de los emisores) y costos de clasificación, y a decisiones estratégicas que tienen que ver con niveles de clasificación futuros. Esto último invalidaría la estrategia de estimación utilizada hasta el momento.

La presente investigación se aleja de esta metodología y propone la utilización de estadística no paramétrica como herramienta para analizar el efecto de la competencia en las clasificaciones de las clasificadoras incumbentes.

En un estudio relacionado, Poon (2003) analiza en detalle la diferencia entre las clasificaciones solicitadas y las no solicitadas<sup>7</sup>. Para esto toma datos anuales de clasificaciones de riesgo de una serie de empresas en distintos países. Utilizando un test de Wilcoxon Mann-Whitney, el autor compara empresas con clasificaciones solicitadas, versus empresas con clasificaciones no solicitadas, del mismo sector, pero en países distintos. La investigación concluye que las clasificaciones no solicitadas son menores.

Este es el primer estudio en utilizar la estadística no paramétrica para documentar diferencias en distribuciones entre dos grupos de clasificaciones. Al igual que en la presente investigación, se utiliza una escala ordinal numérica como equivalencia para la escala de clasificación.

---

<sup>7</sup> Una clasificación solicitada es aquella publicada y pagada por un determinado emisor. Una clasificación no solicitada puede ser de dos tipos: Una clasificación que fue solicitada, pero que el emisor decide no comprar o una clasificación que nunca fue pedida por el emisor.

### 2.3. El mercado chileno de calificación de riesgo

En esta investigación, nos ocuparemos exclusivamente de las clasificaciones para emisiones y deudas de bonos corporativos, por lo que en todo momento se contará con al menos dos clasificaciones de riesgo.

La escala de clasificación que deben usar las clasificadoras registradas en Chile está definida por ley, y los lineamientos generales de las metodologías están definidos por la normas de la Superintendencia de Valores y Seguros. Esto produce que la escala de clasificación sea la misma para cada una de las clasificadoras que opere en el mercado. En la tabla 1 se presentan las clasificaciones y una descripción de lo que significan.

Tabla 1: Significado de clasificaciones

Escala Nacional	Significado según la norma
AAA	La más alta calidad crediticia
AA	Alta calidad crediticia
A	Buena capacidad de pago
BBB	Adecuada capacidad de pago
BB	Posible riesgo de crédito
B	Significativo riesgo de crédito
C	Inminente incumplimiento de pago
D	En incumplimiento de pago

Fuente: SVS Normas de Carácter general N°25 fecha 09/06/1989

Otro elemento especial del contexto chileno es la presencia de la “Comisión Calificadora de Riesgo” (CCR) del sistema de pensiones, que es de capitalización. La CCR es un organismo oficial, creado por ley, integrado por representantes de las dos Superintendencias del área y representantes de las administradoras de fondos de pensiones, que califica títulos con el fin de determinar ciertos límites de inversión que deben cumplir los fondos de pensiones. Si bien sus calificaciones no son obligatorias para los demás inversionistas, son públicas. Además es de interés para todos los inversionistas conocer las restricciones con que los fondos de pensiones pueden invertir en un determinado título.

Este mercado, para títulos de renta fija, se distingue de otros por la obligatoriedad de dos clasificaciones para los bonos<sup>8</sup>. En 2005, sólo 3% de los bonos en circulación en Chile contaban con 3 o más clasificaciones, es decir con al menos una clasificación voluntaria. Esta regulación abre la posibilidad de que en una fracción de los bonos, los emisores preferirían haber contratado menos de 2 clasificaciones, quizá porque los inversionistas no se interesan en ellas. Ese eventual desinterés es compatible con la presencia de demanda por esos bonos, porque existen importantes segmentos de inversionistas que están obligados por otras normas y regulaciones a adquirir volúmenes muy importantes de bonos locales, especialmente aquellos indexados a la variación del IPC local. En efecto, la ley que regula las pensiones contributivas obliga a respaldar dichas pensiones con estos bonos.

El mercado chileno cuenta en 2014 con cuatro clasificadoras de riesgo. Feller Rate, Humphreys International, Fitch Ratings e ICR. Las tres primeras llevan mucho tiempo en el mercado, mientras ICR se incorpora en el año 2005. La clasificadora de Riesgo DCR salió del mercado a mediados del año 2000.

Esta investigación usa datos de las emisiones de bonos y deuda vigente desde enero del año 2000 hasta diciembre del año 2009. La muestra termina en esa fecha con el fin de dejar fuera la estafa de La Polar, revelada en junio de 2011. En reacción a ese evento, la Superintendencia de Valores y Seguros multó a varias de las calificadoras, lo que puede haberlas obligado a cambiar sus políticas de clasificación<sup>9</sup>. La muestra se inicia en enero de 2000 porque ya en ese mes la presencia de la clasificadora DCR había caído a un nivel mínimo.

A continuación se revisa si dentro de la muestra existieron eventos regulatorios referidos a las clasificadoras que puedan afectar las notas o clasificaciones, o algún otro evento exógeno con efectos similares.

Para esto, se realiza un barrido de todas las circulares y todas las normas de carácter general emitidas por la SVS entre enero del 2000 y diciembre del 2009 que contienen la palabra “Clasificadora de Riesgo”. Se constata que no hubo cambios importantes en la normativa de la Superintendencia de Valores y Seguros referida a las clasificadoras. Sin embargo, de todas formas, se mencionan algunos cambios que apoyan la metodología que después se utiliza.

1. La ley 18.045 del mercado de valores señala que la Superintendencia publica tanto las clasificaciones que se pagaron como cualquier otra que haya sido emitida voluntariamente, siempre y cuando cumpla con las condiciones de esta ley. La Ley N° 18.045 de Mercado de Valores, en adelante LMV, se publicó en el Diario Oficial de 22 de octubre de 1981.

---

<sup>8</sup> Artículo 8 bis Ley 18.045 del mercado de valores

<sup>9</sup> No se encuentra ningún cambio de norma general o una nueva circular con respecto a este tema, pero el 22 de junio de 2012 fueron multadas Feller Rate y Fitch Ratings por sus actuaciones relacionadas con la emisora La Polar.

2. La circular 1535 de fecha 27 de marzo de 2001, deroga a la circular 802, cambiando la fecha de revisión de clasificaciones de periodicidad mensual a trimestral. Sin perjuicio de lo anterior, las empresas clasificadoras, de todas formas, deben revisar de forma trimestral sus clasificaciones a más tardar en los meses de abril, junio, septiembre y diciembre. La actualización se realizará tomando en consideración los antecedentes financieros al 31 de diciembre, 31 de marzo, 30 de junio y 30 de septiembre, respectivamente. Si existiera nueva información relevante para la clasificación, en cualquier momento y tan pronto sea posible después de adoptada una decisión, la actualización de la clasificación de los instrumentos podrá traducirse en una modificación o confirmación de ella.
3. Norma de carácter general N°168 de fecha 14 de Agosto de 2004, modifica a Norma de carácter general N°62. Las clasificaciones de las obligaciones de las compañías de seguro se revisaban trimestralmente de acuerdo a lo estipulado en la circular 1535. Aparte de esto las clasificaciones deben pasar a revisarse mensualmente e indicar si cambia la clasificación. Antes solo se revisaban si ocurría algún evento importante.

Las clasificadoras que operaron durante la muestra registraron cambios importantes en su propiedad y en su vinculación con clasificadoras de carácter global. Los eventos principales fueron:

- La clasificadora ICR suscribió el 10 de abril del 2008 un contrato de asociación con la clasificadora global DBRS.
- La clasificadora ICR comunica a la SVS el 19 de diciembre del 2009 que expande sus negocios a Panamá en asociación con la clasificadora global DBRS.

### **3. Descripción de los datos**

Este trabajo ocupa dos bases de datos de la SVS referidas a bonos corporativos. La primera que corresponde a las emisiones de bonos y la segunda describe las características de los bonos. Hemos relacionado ambas fuentes mediante el número de emisión del bono. Con esto se obtiene un panel de datos que cuenta, para cada bono, con: el monto emitido, valor par, plazo, tasa de emisión, spread con relación a bono de gobierno de plazo equivalente al momento de la emisión y la calificación de riesgo que le asigna cada clasificadora que lo clasifica. Además se encuentra clasificado cada bono según la industria y rubro<sup>10</sup> en que se desempeña su emisor, si corresponde a deuda de corto o largo plazo y según el número de clasificaciones que tiene, en cada mes.

Cabe destacar que la clasificación de riesgo asignada a un bono, no distingue la nota según las “series” o “sub bonos” de la emisión. A todas ellas se asigna la misma clasificación.

---

<sup>10</sup> En el anexo 2 se muestran las categorías de división por sector y rubros. En el anexo 5 se encuentran las frecuencias de bonos por sector, rubro, plazo y cantidad de clasificaciones.

Considerando todas las series, se cuenta con la clasificación de 34.269 bonos desde el año 2000 hasta el año 2010.

Los bonos presentes en la muestra corresponden a emisiones y deuda vigente de sociedades de todos los sectores de la actividad económica. No hay bonos securitizados. Se eliminan de la muestra todos aquellos bonos donde no tengamos alguno de los siguientes datos en al menos uno de los meses de la muestra: valor par, plazo de vencimiento, tasa. Esto nos deja finalmente con 27.097 observaciones de bonos, de las cuales 378 corresponden a primeras emisiones. El resto son clasificaciones en meses posteriores a su emisión.

A cada clasificación se asigna un equivalente numérico, que va desde el número 18 hasta el 1<sup>11</sup>. Se asigna el número 18 a la clasificación más alta y el número 1 a la más baja. Los números son asignados sobre la base de la equivalencia oficial presentada en la tabla 1. Más adelante se analiza la influencia de esto sobre los tests estadísticos. La mayoría de las clasificaciones se concentra en los números más altos, y son pocos los casos en que la clasificación cambia entre un mes y el siguiente.

También se divide la muestra según dos grandes sectores de emisores. El primero corresponde a títulos cuyo emisor desarrolla actividades industriales, extracción de materias primas, generación de energía y construcción. El segundo corresponde a los títulos de emisores del sector servicios, incluyendo banca, electricidad y otros servicios básicos, retail, y otros.

La tabla 2 reproducida más adelante, presenta la frecuencia de clasificación de cada clasificadora según el sector de actividad del emisor.

En la muestra de la SVS se cuenta con 1.627 observaciones que son clasificadas por ICR. De ellas, 74 corresponden a primeras clasificaciones, de las cuales 49 son emisiones anteriores a la entrada de ICR al mercado.

Además se cuenta con una base de datos independiente, obtenida de la Bolsa de Comercio de Santiago (BCS). Ella contiene las emisiones de bonos corporativos desde el año 2000 hasta el año 2010. Esta base presenta más datos que la proporcionada por la superintendencia, pero con la limitación de que presenta sólo dos clasificaciones por instrumento, que son las que el emisor contrató. Además, esta solo contiene los datos de primeras emisiones. Se ocupan estas dos bases para hacer un análisis más profundo de las primeras emisiones.

---

<sup>11</sup> Se explica esta asignación numérica en más detalle en la siguiente sección.

Tabla 2: Frecuencias de clasificación por sector, muestra completa 2000-2009<sup>12</sup>

Clasificación	Fitch Ratings		Feller Rate		Humphreys		ICR	
	Sector 1	Sector 2	Sector 1	Sector 2	Sector 1	Sector 2	Sector 1	Sector 2
AAA	9.48%	21.41%	22.61%	10.70%	28.65%	33.47%	0.00%	37.09%
AA+	7.10%	2.53%	13.58%	0.46%	13.00%	0.93%	25.55%	3.11%
AA	24.89%	11.60%	14.92%	21.69%	28.61%	20.55%	57.96%	24.25%
AA-	10.99%	16.31%	20.06%	18.48%	12.54%	14.26%	4.65%	10.38%
A+	25.20%	19.69%	15.06%	18.65%	10.12%	19.87%	7.32%	20.88%
A	11.26%	13.81%	8.06%	14.18%	4.54%	3.66%	0.00%	0.00%
A-	6.85%	6.39%	1.86%	5.76%	0.84%	1.00%	4.53%	2.72%
BBB+	2.82%	0.97%	1.71%	0.96%	1.15%	0.00%	0.00%	0.00%
BBB	0.14%	0.33%	1.17%	0.49%	0.56%	0.40%	0.00%	1.56%
BBB-	0.20%	1.21%	0.18%	0.62%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
BB+	0.33%	0.71%	0.10%	0.80%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
BB	0.45%	1.44%	0.69%	0.62%	0.00%	0.77%	0.00%	0.00%
BB-	0.00%	0.08%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
B+	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
B	0.29%	0.63%	0.00%	0.00%	0.00%	1.19%	0.00%	0.00%
B-	0.00%	0.12%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
C	0.00%	2.79%	0.00%	6.60%	0.00%	3.90%	0.00%	0.00%
D	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
No clasifica	34.93%	25.52%	12.40%	26.32%	59.02%	55.44%	93.44%	94.48%
Clasifica	65.07%	74.48%	87.60%	73.68%	40.98%	44.56%	6.56%	5.52%
Total sector	48.41%	51.59%	48.41%	51.59%	48.41%	51.59%	48.41%	51.59%
Total	27097		27097		27097		27097	

<sup>12</sup> Sector 1 corresponde a manufactura y extracción, el sector 2 a servicios. En el anexo 2 se presenta una subdivisión de actividad económica por sector.

#### 4. Estrategia empírica

Este trabajo busca detectar hechos estilizados en los datos, con el fin de guiar el desarrollo de la literatura teórica en el futuro. Específicamente, preguntamos qué dice la evidencia respecto de si la entrada de una nueva clasificadora, que en principio aumenta el grado de competencia, aumenta o disminuye las notas. La finalidad es identificar relaciones entre el nivel de clasificaciones pre y post la entrada de ICR. Estas relaciones servirán como “hechos estilizados”. Para eso se distingue entre:

1. Aquellos instrumentos que son clasificados tanto por las empresas incumbentes como por la entrante.
2. Aquellos instrumentos que no son calificados por la nueva clasificadora entrante.
3. Aquellos instrumentos que cuentan con al menos una calificación voluntaria.
4. Primeras emisiones.

Para medir estos efectos se recurre a un análisis estadístico no paramétrico.

Como se explicó, este estudio postula que la entrada de una nueva clasificadora es un evento que aumenta el grado de competencia. Sin embargo, la decisión de participación de una nueva empresa no es exógena. Cada entrante elige, en base a proyecciones comerciales sobre demanda (disposición a pagar de los emisores), costos de clasificación, y consideraciones estratégicas, cuándo va a entrar. En cualquier momento, todas las clasificadoras activas deciden también a qué velocidad crecer (o decrecer) su flujo de nuevas clasificaciones, nuevamente sobre la base de factores comerciales (demanda y costos).

#### Discusión de endogeneidad

Aquí se considera a la entrada de una nueva agencia como el factor que incrementa la competencia. Debemos dilucidar si la entrada y la variación en la participación son influenciadas por el nivel de las clasificaciones.

Como antecedente, en investigaciones anteriores la competencia se mide por la magnitud de la participación de mercado de una clasificadora más pequeña.

Para los estudios anteriores la pregunta fundamental era si la participación de mercado de una clasificadora es influenciada por niveles futuros de notas, o, por alguna otra variable que afecte el nivel de las clasificaciones.

Hay evidencia de que el nivel de clasificaciones se encuentra influenciado por el ciclo económico<sup>13</sup>. En tiempos de auge, las clasificaciones tienden a ser mayores. Por tanto, una clasificadora que prevé buenas condiciones económicas, puede, anticipándose a un mayor nivel de notas en el futuro, anticiparse a aumentar sus notas hoy con el fin de ganar participación de mercado. Sabiendo que sus mejores notas no resultarán fuera de lugar en el

---

<sup>13</sup> Esto es respaldado teóricamente por Bar-Isaac y Shapiro (2012). Empíricamente existen una serie de estudios que estudian esta relación. Por ejemplo Ferri, Liu, y Stiglitz (1999).

futuro contexto de auge. De esta forma, el nivel futuro de las clasificaciones influye a la decisión de participación de mercado de una clasificadora, es decir, existe endogeneidad.

Para el caso de esta investigación la pregunta es diferente: ¿Puede el nivel de las clasificaciones de los incumbentes causar la entrada de una nueva agencia?

La diferencia entre el precio y el costo de clasificación influye a la decisión de entrada, pero no es el único factor. Por una parte, el entrante puede entrar al mercado ofreciendo clasificaciones más generosas con el fin de ganar clientes y aumentar el volumen de su demanda. En ese caso la entrada generaría un aumento de notas (“inflación”).

Pero, ¿puede la “inflación” de notas facilitar y atraer la entrada? Si fuera posible y fuera dominante, entonces no sería posible atribuir el aumento de notas a la entrada; sin embargo, eso no se ve plausible. Lo que sí es posible, es el caso en donde un nivel bajo de clasificaciones previo a la entrada facilite o atraiga la entrada. Pero en este caso, una eventual “inflación” de notas ocurrida después de la entrada sería intermediada por la entrada, sin perjuicio de que la causa última sean la “duras” clasificaciones iniciales.

También podría ocurrir que, anticipando una entrada, las clasificadoras incumbentes aumenten sus notas, con el fin de dificultar la entrada de la nueva clasificadora. En este segundo caso, la amenaza de entrada produce inflación de notas, pero no la entrada efectiva. Si bien el nivel de clasificaciones no causaría la entrada en el sentido de Granger en este caso, sí habría endogeneidad en el sentido anticipatorio.

La decisión de entrada también puede estar correlacionada con el nivel de clasificaciones futuras. Por ejemplo, el entrante puede anticipar la política de clasificación de las empresas incumbentes. Sabiendo que en tiempos de auge la inflación de notas se da de forma “natural”, y que por lo tanto es más difícil diferenciarse en esas fases, el entrante puede esperar a que las condiciones económicas empeoren y entrar cuando el nivel de clasificaciones disminuya; que es justamente cuando las clasificadoras incumbentes deben cuidar su reputación<sup>14</sup>. En esta fase el entrante puede entrar al mercado ofreciendo clasificaciones más generosas con el fin de ganar clientes, pero a costa de sacrificar su reputación. En esta línea, el nivel general de notas sí causaría la entrada, y por tanto existiría endogeneidad.

El aspecto clave de esta línea de pensamiento es que la clasificadora entrante esté dispuesta a sacrificar reputación para ganar participación de mercado en el corto plazo. Se ve como poco probable que la nueva clasificadora entre al mercado sacrificando reputación, pero de todas formas se analiza esta situación.

Por último, existen otros escenarios donde la decisión de entrada no está correlacionada con el nivel de las clasificaciones de los incumbentes. Por ejemplo, puede ocurrir que las notas

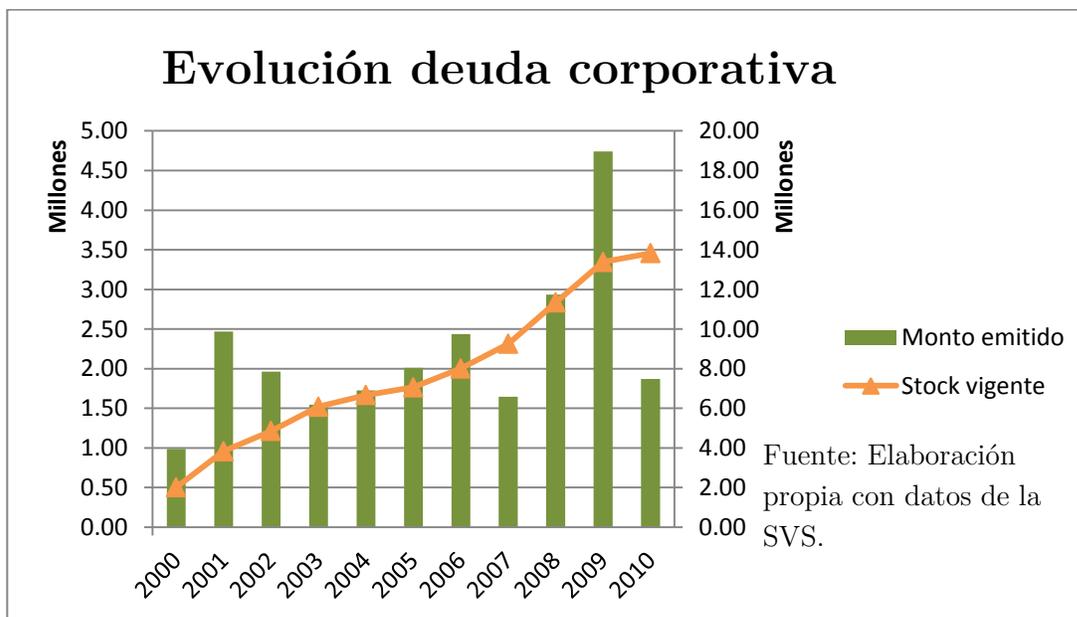
---

<sup>14</sup> Esto es respaldado teóricamente por Bar-Isaac y Shapiro (2012). Es importante señalar que por analogía, las entrantes también deben cuidar su reputación.

estén altas (“infladas”) antes de la entrada, en un nivel donde ya no es posible inflarlas más. En este caso las notas no causan la entrada, y no existiría endogeneidad.

Para comprobar o descartar estas posibilidades<sup>15</sup> se estudia si ocurrió una recesión o algún evento que permitiera anticipar una mayor dureza en las clasificaciones que aplicarían los incumbentes en el año siguiente a la entrada.

Gráfico 1:



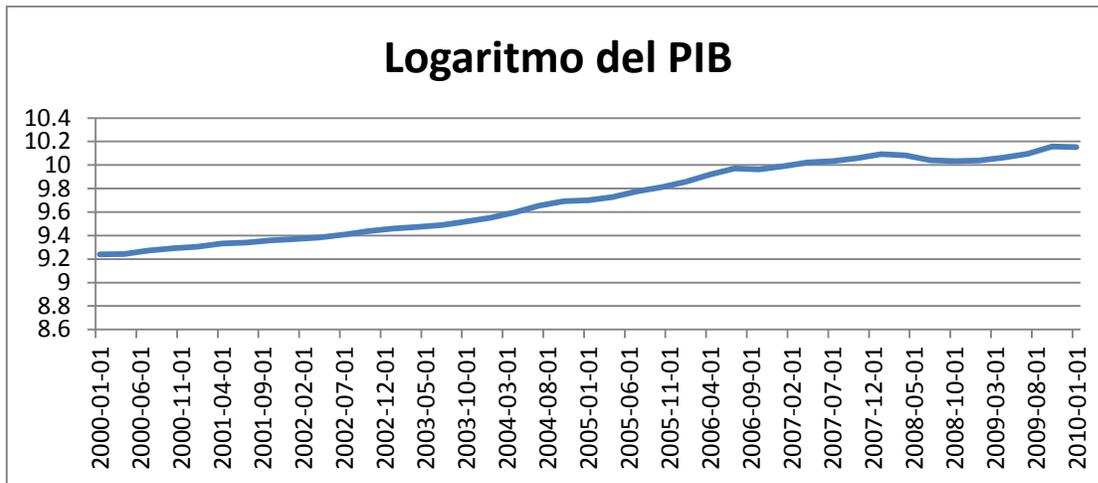
Esta hipótesis requiere de tendencias o eventos macroeconómicos que reduzcan el flujo de emisiones nuevas o que reduzcan el número de emisiones en circulación. Como puede observarse en el gráfico 1, la emisión y el stock vigente de bonos son crecientes hasta el año 2007. Esto descarta un empeoramiento del mercado y desacredita esa hipótesis para la endogeneidad<sup>16</sup>.

Por otro lado, si tomamos en cuenta las condiciones macroeconómicas, el PIB experimenta un crecimiento positivo en el período cercano a la entrada de ICR.

<sup>15</sup>En una entrevista con el presidente de ICR se consultó en qué medida su ingreso al mercado estuvo influenciada por el nivel de clasificaciones previo a su entrada. Según la clasificadora, su entrada responde al descontento existente entre los emisores de bonos debido a la mala comunicación y explicación de las clasificaciones de riesgo asignadas. Este argumento descartaría cualquier motivo relacionado con el nivel de clasificaciones como factor a considerar a la hora de entrar al mercado.

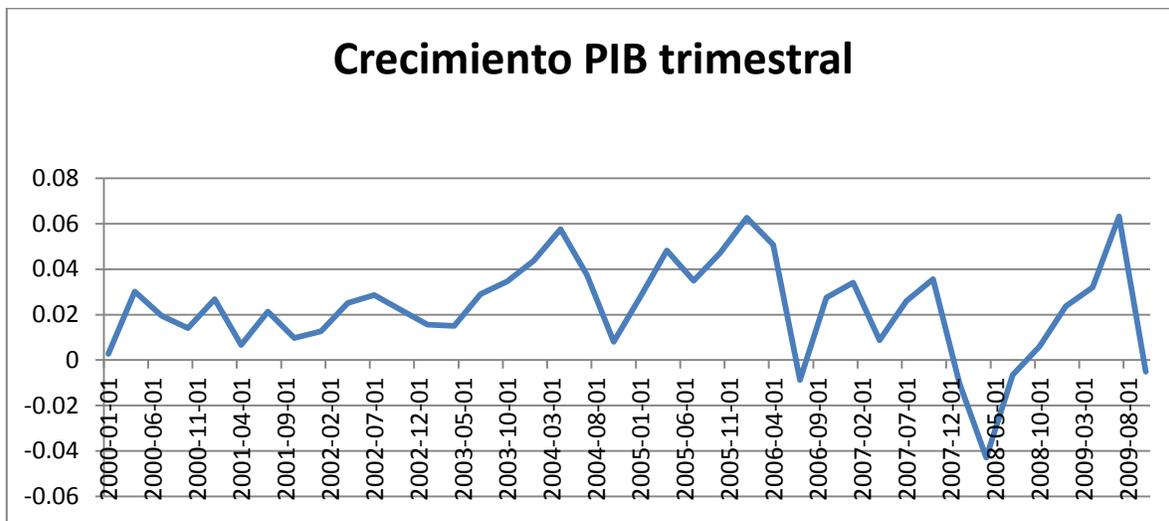
<sup>16</sup> Endogeneidad con respecto al nivel de clasificaciones.

Gráfico 2:



Fuente: Elaboración propia, datos Banco Central

Gráfico 3:

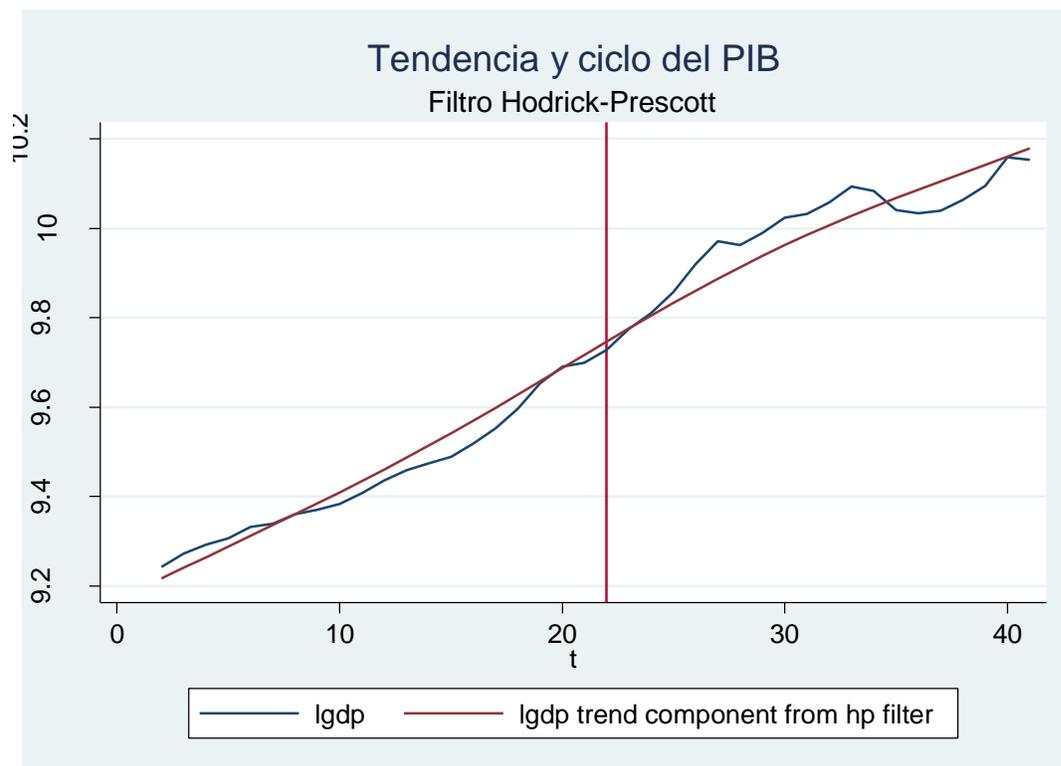


Fuente: Elaboración propia, datos Banco Central

Si bien el crecimiento es fluctuante alrededor de la entrada de ICR, la tendencia del PIB es alcista. Solamente se experimentan crecimientos negativos a mediados del año 2006, lo que desacredita la hipótesis de endogeneidad.

Para profundizar aún más el análisis, se utiliza un filtro de Hodrick-Prescott para captar la presencia de algún ciclo negativo cercano a la entrada de ICR. Como puede observarse en el gráfico 4, en el período de entrada de ICR el PIB está operando por debajo de su tendencia, sin embargo, esta tendencia se revierte el año 2006. Indicando que el crecimiento por bajo la tendencia es solo transitorio.

Gráfico 4:



Hasta el momento se ha realizado un análisis macroeconómico retroactivo. Es decir, a partir de los crecimientos y hechos observados se ha descartado la hipótesis de endogeneidad. Si bien este análisis es útil, también es importante analizar las proyecciones o datos disponibles acerca de la evolución de la economía chilena en el período previo a la entrada de ICR. Para esto se toman en cuenta dos herramientas. La primera consiste en un análisis de la *Yield curve* en los meses cercanos a la entrada de ICR, y la segunda son las proyecciones realizadas por la CEPAL.

La CEPAL en sus “estudios estadísticos y prospectivos” señalaba que las proyecciones de crecimiento realizadas durante el año 2005 anticipaban un crecimiento positivo para Chile, lo que descarta cualquier posible anticipo de condiciones adversas y por ende, rebaja de clasificaciones (descartando esa hipótesis de endogeneidad);

*“Se mantendrá el ciclo expansivo de la economía durante el 2006 y 2007, pero a tasas paulatinamente menores, puesto que se han sustentado principalmente en la demanda interna que crece y seguirá creciendo a tasas muy superiores a las del producto pero con una leve desaceleración. Lo último a causa de las mayores tasas de interés que viene aplicando la autoridad monetaria y que comenzarían a tener efecto durante este año, con lo que tanto el consumo privado como la inversión disminuirán su aporte al crecimiento. De igual forma, el sector externo continuará disminuyendo su contribución al producto, dada la*

*pérdida de competitividad tras la apreciación de la moneda nacional y al aumento de las importaciones, producto de las elevadas tasas de consumo privado y de inversión, cuyo coeficiente cercano a 30% del producto interno bruto en el 2005 no hace más que avalar la solidez del crecimiento.*<sup>17</sup>

Dentro de esta misma línea, la estimación de la *Yield Curve* para los meses cercanos a la entrada de ICR contradice la hipótesis de endogeneidad. Como puede observarse en el anexo 13, la curva de tasas tiene pendiente positiva en los meses cercanos a la entrada de ICR, descartando cualquier hipótesis de anticipación de un ciclo negativo. Estos resultados se mantienen hasta mediados del año 2006, donde se observa un deterioro de la economía chilena.

Concluimos que no existe evidencia suficiente para prever que las condiciones económicas empeoraran en las cercanías de la entrada al mercado de ICR. Por tanto, descartamos la posibilidad de que el nivel de clasificaciones cause la entrada al mercado. En cualquier caso, es posible e interesante describir la relación existente entre las clasificaciones antes y después de la entrada de ICR.

#### **4.1 Estadística no paramétrica**

La metodología de tests no paramétricos se basa en ordenar las observaciones. Su fortaleza es que evita suponer distribuciones específicas en los datos.

Estos test funcionan comparando dos muestras, o una misma muestra pero a través del tiempo. La hipótesis nula habitual es que ambas muestras tienen la misma distribución, mientras que la hipótesis alternativa es que tienen una distribución distinta o con sesgo ([skewnesses](#)) hacia la izquierda o derecha. En resumen, lo que intentan probar estos test es si la distribución de una de las muestras domina estocásticamente a la otra.

Lo que se intenta probar es, si producto de la entrada de ICR, las clasificaciones aumentaron de nivel, lo que significaría una distribución con una mayor mediana que en el caso pre entrada de ICR, y más en general, desplaza hacia la derecha el valor en que ocurre cada uno de los percentiles.

En situaciones en que las distribuciones no son normales o están corridas hacia un extremo (como es el caso) la mediana es una mejor medida de tendencia central que la media. Los test no paramétricos a utilizar explotan este hecho.

En lo que sigue se realizará un análisis detallado de las clasificaciones de riesgo pre y post ICR.

---

<sup>17</sup> Latina, A. (2006). *el Caribe: proyecciones 2006-2007. Santiago de Chile.*

## Nota metodológica

Existen varios tipos de test no paramétricos, sin embargo, dadas las características de la muestra solo algunos pueden ser aplicados. En primer lugar, las clasificaciones son ordinales y por tanto se reduce el espectro de test a utilizar. Segundo, en esta investigación, se cuenta con un panel mensual de las clasificaciones de bonos corporativos desde el año 2000 hasta el año 2010. Por tanto, en la muestra se tienen dos tipos de observaciones. La primera corresponde a la evolución de la clasificación de riesgo de un bono (se cuenta con la clasificación de riesgo antes y después de la entrada de ICR), y la segunda es la incorporación (en cada período) de un nuevo bono a la muestra. Estas características nos permiten realizar una serie de estudios. El primero consiste en comparar emisiones de bonos pre y post la entrada de ICR, y analizar si existe un cambio en la distribución de clasificaciones (en este análisis se comparan bonos distintos en periodos de tiempo distinto), el segundo consiste en comparar la evolución de un bono a través del tiempo, y finalmente, se puede comparar la distribución de clasificaciones con y sin incluir las notas de la nueva clasificadora.

En el primer estudio las muestras comparadas son aparentemente independientes<sup>18</sup>, mientras que en el segundo y tercero, las muestras a comparar están claramente relacionadas<sup>19</sup>. Para casos como estos, los mejores tests a utilizar corresponden a: un test de Wilcoxon Mann-Whitney para el primer estudio y un test de Wilcoxon Signed Rank para el segundo y tercero. Una tabla describiendo las características de las muestras a comparar y la idoneidad de los test a utilizar se encuentra en Siegel (1957).

Un aspecto clave del test de Wilcoxon Mann-Whitney es la existencia de independencia entre las muestras a comparar. Para esta investigación, se requiere que las clasificaciones previas a la entrada de ICR sean independientes de las clasificaciones posteriores a su entrada. El cumplimiento de este supuesto no es tan claro.

Las clasificadoras se pueden copiar en el estilo de clasificación, o una misma clasificadora puede optar por clasificar de manera similar a como ha clasificado en el pasado. Ambos fenómenos violarían el supuesto de independencia. Bajo estas circunstancias, hay algunos estudios que demuestran que el test mantiene sus propiedades asintóticas de aproximación a la normal. Hollander y Pledger (1974) estudian que ocurre con el estadígrafo de WMW bajo dependencia positiva. Los autores demuestran que dicha dependencia produce un aumento en la varianza del test, haciéndolo más conservador. No obstante lo anterior, Zielinski (1990) advierte que se debe tener mucho cuidado con la interpretación del test de WMW cuando se tiene la sospecha de dependencias. En su investigación, el autor muestra que bajo casos extremos de dependencia (de cualquier tipo), la probabilidad de cometer error tipo 2 puede

---

<sup>18</sup> Luego se discute en detalle esta afirmación.

<sup>19</sup> En el primer caso se compara un bono con sí mismo en distintos períodos de tiempo. En el segundo se compara a un bono consigo mismo, pero considerando distintas notas.

llegar a ser 1. Bajo casos extremos de dependencia (por ejemplo: que la relación de copia sea clara o que una clasificadora clasifique siempre de la misma forma)<sup>20</sup>, la varianza del estadígrafo de WMW aumentaría considerablemente (al término de la varianza del estadístico WMW se debe sumar la covarianza que se da por la dependencia entre las muestras), aumentando la probabilidad de aceptar la hipótesis nula cuando esta es falsa.

Como el cumplimiento de este supuesto no es claro, se presenta en los anexos (en el apéndice B) una explicación acerca de sus propiedades estadísticas y funcionamiento del test. De todas formas, se presentan comparaciones de muestras utilizando el test de WMW. Se deja al lector la tarea de juzgar la idoneidad y aplicabilidad de dicho test.

Para evitar el sesgo de selección, se realizan los test tomando distintos períodos de la muestra. Se agrupan las clasificaciones de los bonos de forma trimestral. Además se toman ventanas móviles para evitar que los resultados sean influenciados por los períodos de selección.

Como se mencionó en la sección 3 de esta investigación, a cada clasificación de riesgo se le asigna un equivalente numérico, partiendo desde 18 como la más alta, hasta el 1. Esto genera un ordenamiento “ordinal”<sup>21</sup>. Cuando los test están basados en rankings, el número asignado a cada clasificación es irrelevante. Lo único que importa es el ranking de cada observación (Gibbons, J. D., & Chakraborti, S. (2011)). Este estudio utiliza solamente tests que poseen este atributo de robustez.

Podría parecer que al no utilizar el puntaje de las clasificaciones se estaría descartando información que podría mejorar la inferencia. Sin embargo, eso no es cierto, porque esos puntajes fueron asignados por nosotros y no son parte de la información contenida en los datos originales.

La unidad de análisis elegida en esta investigación es el promedio de clasificación trimestral. Esto se debe principalmente a que por ley las clasificadoras deben revisar sus clasificaciones trimestralmente. Además, cada clasificadora en cualquier mes puede cambiar su clasificación si detecta alguna condición extrema que amerite una revisión de su nota. Tomando el promedio trimestral se capturan estas dos revisiones.

El período que ICR entra al mercado corresponde al segundo trimestre del año 2005<sup>22</sup>. Esta fecha está declarada en la SVS y coincide con la primera clasificación realizada por la

---

<sup>20</sup> En general, las notas de las clasificadoras tienden a ser similares, indicando que la relación de “copia” es positiva. Si bien el nivel de notas puede ser distinto, queda claro en la literatura que lo más común es que las clasificadoras tiendan a modificar sus notas en la misma dirección (Bar-Isaac y Shapiro (2012)). Una situación como esta aumentaría la varianza del test.

<sup>21</sup> Esta metodología es utilizada en Xia(2012), Becker y Milbpurn (2011) y en Poon (2003). Si bien la metodología es recurrente, ninguna de ellas reporta sobre si una escala distinta llevaría a diferentes resultados.

<sup>22</sup> Identificado en las tablas como el trimestre 22.

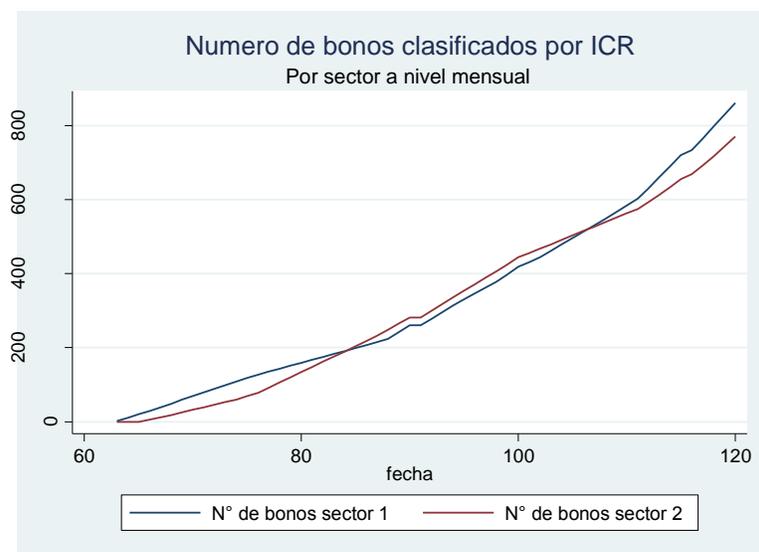
compañía. Se detecta además, que la clasificadora comienza clasificando primero a instrumentos pertenecientes al sector de manufactura y extracción, para luego al mes siguiente clasificar bonos pertenecientes al sector de servicios.

La evolución y la proporción de las clasificaciones de ICR, son similares en ambos sectores. No se detecta especialización de clasificación en un solo sector de la economía y tampoco se detectan episodios en que se concentren clasificaciones en un solo sector. (Ver gráfico 5)

Su participación de mercado se encuentra distribuida equitativamente entre ambos sectores. De las 1632 clasificaciones que ICR clasifica, 861 corresponden al sector de Manufactura y extracción y 771 al sector de servicios.

Para la comparación de muestras se tomarán hasta 3 trimestres antes y 8 trimestres posteriores a la entrada de ICR. Para evitar estar comparando bonos muy diferentes y que los niveles de clasificaciones se puedan deber a industrias en específico, se compararán bonos que pertenezcan al mismo sector económico según lo descrito en la sección 3.

Gráfico 5:



En lo que sigue de esta sección, primero se hace una descripción de los test a utilizar. Se presenta una explicación acerca de sus propiedades estadísticas y funcionamiento. Luego se presentan los resultados de cada test. En una primera etapa se presentan los resultados de la muestra completa para luego realizar un análisis particular de las primeras emisiones. Finalmente, se aplican los mismos test distinguiendo si los instrumentos clasificados tienen dos clasificaciones (el mínimo legal) o más clasificaciones, entre las cuales habría al menos una voluntaria.

#### 4.1.1 Descripción de los test a utilizar

##### Test de Wilcoxon Signed Ranks (WSR)

La diferencia con el test anterior es que usualmente ocupa parejas de datos (*matchings*). Mediante la comparación de datos antes y después o en distintas situaciones (los cuales seorean), este test mide si la distribución de ambas muestras es la misma.

El test consiste en rankear el valor absoluto de la diferencia de observaciones pareadas  $|d_j|$ .<sup>23</sup> La hipótesis nula es que la distribución de  $d_j$  es simétrica en torno al cero. Bajo esta hipótesis, la suma de los rankings de las diferencias positivas debería ser el mismo que la suma de las diferencias negativas. Si las diferencias negativas son mayores que las positivas (o al revés), estamos frente a un indicio de que las distribuciones de las muestras son distintas.

Usualmente el estadígrafo del test WSR se expresa como la suma de los rankings positivos<sup>24</sup>

$$T^+ = \sum_{j=1}^{n^+} R_i \text{ donde } R_i = \text{signo}(d_i) * \text{Ranking}|d_i|$$

Para la aplicación de este test se requiere el cumplimiento de algunos supuestos. En primer lugar, la distribución de la diferencia de observaciones  $d_j$  debe ser simétrica en torno al cero. Segundo, los datos deben provenir de una distribución continua (para que no se produzcan empates entre los rankings de las observaciones) y finalmente, las muestras deben estar relacionadas.

A los empates se le asigna el ranking medio igual que en el test de WMW. Para probar el supuesto de simetría, se computan los histogramas de las diferencias de clasificaciones pre y post ICR, para varias combinaciones de trimestres. Como puede observarse en el anexo 3, las distribuciones de las diferencias no son simétricas en torno al cero, es más, en la mayoría de los casos nos encontramos con que las distribuciones se encuentran cargadas hacia diferencias negativas.

Bajo estas condiciones, Gibbons, J. D., & Chakraborti, S. (2011) señalan que es más probable que el test rechace la hipótesis nula, en favor de la alternativa de mayor mediana. Para solucionar este problema se recurre a un test Sign puro. A diferencia del anterior, el test Sign no asume nada sobre distribución de la diferencia de clasificaciones. Para este test, los datos simplemente son el número de diferencias positivas y negativas.

---

<sup>23</sup> Si ambas clasificaciones son iguales pre y post ICR, entonces el test le asigna el ranking promedio.

<sup>24</sup> De todas formas el paquete estadístico de Stata calcula el número de pares con diferencia positiva, negativa y las sumas de los rankings de cada una de las diferencias (positivas o negativas). Como la hipótesis nula del test es que la distribución de la diferencia es simétrica en torno al cero, la suma de rankings esperados por cada muestra es la misma.

Gibbons, J. D., & Chakraborti, S. (2011) simulan el poder de ambos test y llegan a la conclusión de que el WSR es más poderoso que el test Sign. Sin embargo, en la presente investigación, el cumplimiento de uno de los supuestos clave no está claro. Por tanto, la estrategia en esta sección consistirá en quedarnos con los resultados del test WSR, exclusivamente si se encuentran respaldados por el test Sign. Esta metodología está respaldada Kasuya (2010) que estudia la eficacia del test WSR cuando el supuesto de simetría no se cumple<sup>25</sup>.

Se utiliza este test para comparar dos grandes tipos de muestra. La primera es para ver si hay inflación de clasificaciones posterior a la entrada de ICR y la segunda corresponde a un análisis del nivel de clasificaciones con y sin la nueva clasificadora, posterior a su entrada. Para esto se tomará el promedio de clasificaciones post ICR con y sin incluir las notas de ICR.

Como es necesario tener observaciones pareadas (es decir la observación de un bono en distintos períodos de tiempo), se tomaran las observaciones de todos los bonos de un trimestre en específico y se comparará con la de otro post la entrada de ICR. En el caso del segundo estudio, se comparará el promedio de clasificaciones con y sin las notas de ICR para el mismo trimestre.

Para más detalles del estadígrafo y su trato ver anexo 1.

### **Medidas de asociación**

Hasta el momento se han descrito tests que tienen como objetivo la comparación entre dos muestras. Ahora los que nos gustaría realizar, es proponer algún estadígrafo que nos mida relaciones claves del mercado de bonos.

La teoría financiera postula que si un bono es menos riesgoso, el spread que se le exige (por sobre la respectiva tasa de riesgo mínimo) debiera ser menor. Si esto se cumple, debiera existir una relación negativa entre el nivel de clasificaciones y los spread exigidos a los bonos emitidos. Debieramos esperar, que en promedio, bonos que tienen un menor spread tengan asociados una mayor clasificación.

El desafío de esta sección consiste en encontrar un medida de asociación que nos permita analizar si la relación entre clasificaciones y spreads se sigue manteniendo luego de la entrada de ICR. Como en esta investigación el número asociado a cada clasificación es arbitrario, una buena medida de asociación será aquella que sea invariante a la transformación de los datos.

Una buena forma de hacer esto es mediante la utilización de rankings. A cada observación se le asigna un ranking desde 1,2,...,n de acuerdo con su magnitud en su respectiva muestra. Si

---

<sup>25</sup> Kasuya (2010) compara varios tipos de distribuciones, llegando a la conclusión de que la mejor forma de verificar los resultados de un test de WSR es corroborándolos con un test Sign.

las distribuciones marginales de X e Y son continuas<sup>26</sup>, entonces, existe un set único de rankings para X e Y. Los datos obtenidos consisten entonces de “n” rankings pareados. Si a estos datos se les aplica la correlación de Pearson, obtenemos el estadígrafo llamado correlación de Spearman, que mide la correspondencia entre rankings en vez de magnitudes absolutas en los datos. El estadígrafo es de la forma<sup>27</sup>:

$$r = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n D_i^2}{n(n^2 - 1)} \text{ con } n \text{ el tamaño de la muestra}$$

$$\text{y } D_i = R_i - S_i, \quad \text{siendo } R_i = \text{ranking}(X_i) \text{ y } S_i = \text{ranking}(Y_i)$$

El estadígrafo “r” presenta todas las características necesarias para ser una buena medida de asociación, y como los rankings preservan el orden bajo cualquier transformación de la escala de clasificación, la medida “r” es invariante<sup>28</sup>.

El único problema con utilizar esta medida de asociación es que asume que las distribuciones marginales de X e Y son continuas<sup>29</sup>. En el caso de esta investigación X representaría el promedio de clasificaciones, en la cual se pueden producir empates. Bajo esta situación, no es tan fácil comprobar que la esperanza y la varianza del estadígrafo r siga siendo la misma. Sin embargo, Gibbons, J. D., & Chakraborti, S. (2011) muestran que asignando el ranking promedio a observaciones con igual valor, la esperanza del estadístico se mantiene y la varianza cambia muy poco si los empates no son demasiados. De esta forma el estadístico mantendría sus propiedades asintóticas normales y la inferencia aún se podría realizar. Lo único que se debe cuidar es que bajo muchos empates, hay una corrección del estadígrafo “r” a la baja, es decir, un valor negativo de “r” se encontrará más cercano al -1 y no a cero. Por tanto se debe tener mucho cuidado en la interpretación del resultado.

Otra medida de asociación que se utilizará en esta investigación corresponde a la Tau de Kendall. Para estimar un grado de asociación, esta medida utiliza la concordancia o discordancia entre variables. Para aplicar el test, se rankean las observaciones de cada una de las muestras por separado y se analiza si estas son o no concordantes<sup>30</sup>.

La tau de Kendall se calcula como  $\tau = p_c - p_d$ . Con  $p_c$  y  $p_d$  las probabilidades de ser concordantes y discordantes respectivamente. Para estimar “ $\tau$ ” se procede a calcular el número de pares concordantes y discordantes y se divide por el tamaño de la muestra.

---

<sup>26</sup> En el sentido de que no se generan empates.

<sup>27</sup> El estadígrafo se extrae de Gibbons, J. D., & Chakraborti, S. (2011)

<sup>28</sup> Según Farlie (1960) este estadístico es asintóticamente eficiente y sus propiedades se mantienen para varios tipos de distribuciones conjuntas. Específicamente, las propiedades se mantienen para todo tipo de transformaciones, ya sean lineales, monotonas crecientes o de otro tipo.

<sup>29</sup> En el sentido de que no se producen empates de rankings en cada una de las muestras. Por continuidad se refiere a que cada observación dentro de una muestra tienen solo un ranking.

<sup>30</sup> Dos variables aleatorias son concordantes si:  $(x_i - x_j)(y_i - y_j) > 0$  (En este caso x e y representan rankings de cada muestra)

$$\tau = \frac{C - D}{N}$$

Donde C y D son el número de pares concordantes y discordantes respectivamente y  $N = \frac{n(n+1)}{2}$  el número de pares totales

Para la aplicar este test se requiere que las muestras provengan de distribuciones continuas, por lo que se presenta el mismo problema que en los test antes descritos. Sin embargo, se puede calcular otro estadígrafo llamado Tau-b que hace ajustes por lo empates<sup>31</sup>.

La interpretación de esta medida de asociación es un poco distinta a la de la correlación de Spearman. Sin embargo, se puede hacer la analogía con la correlación. Para la interpretación, se debe abstraer del signo del estadígrafo. Por ejemplo si el valor encontrado de la tau es -0,5 significa que con un 95% de confianza, hay un 50% más de probabilidad de que valores bajos de spread se encuentren relacionados con altas clasificaciones de riesgo.

## **5. Resultados: Análisis de primeras emisiones y de la deuda vigente**

### **5.1. Análisis de deuda vigente (stock)**

#### **¿Existe inflación de notas? El test de Wilcoxon Signed Rank**

Para comenzar el análisis, se hace una comparación entre el nivel promedio de clasificaciones pre y post la entrada<sup>32</sup>. Se distingue además, si el bono es de corto o largo plazo.

Como puede verse en la tabla 3 del anexo 4, un 23% de la muestra corresponde a bonos que tienen un plazo de vencimiento menor a 10 años. De estos bonos, 447 observaciones son clasificadas por el entrante, lo que representa un 27,3% de su total de clasificaciones.

Como es necesario tener observaciones pareadas, se tomaran las observaciones de todos los bonos de un trimestre en específico (pre ICR) y se compararán con las de otro trimestre post entrada. Para evitar sesgos originados en la elección de trimestre, la combinación de trimestres irá variando.

La tabla 3, que se presenta en la próxima página, representa un resumen de las tablas presentadas en los anexos 5 y 7, en donde se detallan los resultados para los 2 tipos de muestras (la de los bonos clasificados por el entrante, y las de los no clasificados por el entrante y su respectiva subdivisión en sectores); en donde se evalúa la hipótesis nula de que ambas distribuciones son idénticas, versus la alternativa de que las de clasificaciones post entrada son estocásticamente mayores que pre entrada.

---

<sup>31</sup> Stata calcula la Tau sin corregir, la tau corregida por empates y la diferencia entre el número de pares concordantes y discordantes (que después en la tabla del Anexo se denomina como score) todos estos estadígrafos se presentarán en los resultados.

<sup>32</sup> La variable que se ocupa es el promedio de clasificaciones sin las notas del entrante.

Primero reportamos resultados sin diferenciar por sectores. Para aquella muestra que solo incluye los bonos clasificados por el entrante, se encuentra evidencia de mayores clasificaciones para todos los trimestres comparados. El resultado cambia cuando se toman los bonos que el entrante no ha clasificado. Se comparan cortes transversales de trimestres tomando hasta 3 trimestres antes y 9 trimestres luego de la entrada. Para un 37% de los cortes (10 de 27 estudiados), no se logra rechazar la hipótesis nula de igual distribución de clasificaciones. En general, la aceptación de la hipótesis de mayores notas se produce dos trimestres después de la entrada y se prolonga por tres trimestres.

Una posible explicación para estos resultados es que las clasificadoras incumbentes se demoran un trimestre en internalizar la entrada. Lo que es coherente con la norma que dicta que las clasificadoras deben revisar sus clasificaciones trimestralmente. Otra explicación es que los resultados se encuentran contaminados por la influencia del sector de manufactura y extracción, como veremos a continuación, y que en realidad, la aceptación de la hipótesis de mayores clasificaciones se produzca de forma inmediata.

La situación se aclara al subdividir la muestra entre sectores económicos de las empresas que emiten los bonos.

Tabla 3: Resumen test WSR: Comparaciones de stock de deuda corporativa. Bonos de Largo Plazo

	Muestra: Bonos	Rechaza Hipótesis nula	Número de tests favorables	Número de tests no favorables	Total de tests realizados
Muestra sin subdivisión en sectores	Clasificados por el entrante	Si	27	0	27
	No Clasificados por el entrante	Si	17	10	27
Sector Manufactura y Extracción	Clasificados por el entrante	No	2	25	27
	No Clasificados por el entrante	No	2	25	27
Sector Servicios	Clasificados por el entrante	Si	27	0	27
	No Clasificados por el entrante	Si	27	0	27

Como puede verse en la tabla 3, para ambos tipos de muestras (solo aquellos donde el entrante clasifica y sólo aquellos donde el entrante no clasifica), solo se encuentra evidencia de mayores clasificaciones<sup>33</sup> en el sector de servicios. Los resultados encontrados se repiten para bonos de corto plazo<sup>34</sup>, como indica la Tabla 4, y se repiten para todos los trimestres comparados.

Tabla 4<sup>35</sup>: Resumen test WSR: Comparaciones de stock de deuda corporativa. Bonos de Corto Plazo

	Muestra: Bonos	Rechaza Hipótesis nula	Número de tests favorables	Número de tests no favorables	Total de tests realizados
Sector Manufactura y Extracción	Clasificados por el entrante	No	3	21	24
Sector Servicios	No Clasificados por el entrante	Si	24	0	24

### ¿El entrante clasifica más alto, en términos relativos?

Ahora reportamos la clasificación relativa que asigna el entrante, en relación a la clasificación que asignan los incumbentes, para un mismo bono (obviamente, sólo se compara después de la entrada). Como se tienen observaciones pareadas, es decir, para cada observación se tiene el promedio de clasificaciones con y sin la nota de ICR, el test de WSR es apropiado. Como la distribución de la diferencia de clasificaciones no es simétrica con respecto al cero, el resultado se comprueba mediante un test Sign.

Los datos consisten en 1632 observaciones mensuales que fueron clasificados por el entrante, para 74 bonos diferentes. Las diferencias presentadas entre el promedio de clasificaciones con y sin el entrante van desde -1 punto (1 punto equivale a un escalón completo en la escala de clasificación) a 0,5 puntos<sup>36</sup>, con la mayor parte de las diferencias concentradas en el 0.

Se encuentra evidencia de que el promedio de clasificaciones es mayor cuando se incluyen las clasificaciones del entrante, indicando que ICR clasifica más alto que las clasificadoras incumbentes. La tabla 5, construida a partir de los anexos 6 y 9, resume los resultados

<sup>33</sup> Este resultado está corroborado por el test Sign. Las tablas se encuentran en el anexo 7.

<sup>34</sup> En el anexo 8 se presenta una tabla resumiendo los resultados para los bonos de corto plazo.

<sup>35</sup> En el caso de los bonos de corto plazo, el análisis se complejiza. Debido a la falta de observaciones, la comparación de trimestres vía subdivisión por sectores no es factible. Por tanto, se toma la muestra como un todo (sin distinguir en si el bono es o no clasificado por ICR).

<sup>36</sup> En el anexo 6 se encuentra una imagen con los histogramas de las diferencias de promedio de clasificaciones con y sin las notas del entrante. Como las distribuciones no se son simétricas en torno al cero, el test de WSR se comprueba con un test Sign.

encontrados para cada tipo de muestra. Como puede observarse, si no se subdivide la muestra, el resultado se da para 17 de los 18 trimestres posteriores a su entrada.

Para determinar si este resultado es sensible al plazo de vencimiento de los bonos o al número de clasificaciones que cada bono posee en la base de datos, se distinguen estas características. Se encuentra que el entrante clasifica (en promedio) más alto, cualquiera sea el plazo de los bonos<sup>37</sup>. Además, también se encuentra que entra clasificando más alto en aquellos bonos que sólo han contratado el mínimo legal de clasificaciones<sup>38</sup>.

Tabla 5: Resumen test WSR: ¿Clasifica el entrante más alto que sus competidores?

	Muestra: Bonos	Rechaza Hipótesis nula	Número de tests favorables	Número de tests no favorables	Total de tests realizados
Muestra sin subdivisión en sectores, ni por plazos	Clasificados por el entrante; toda la muestra	Si	17	1	18
Muestra con subdivisión por plazos	Bonos de Largo Plazo	Si	13	4	17
	Bonos de Corto Plazo	Si	14	3	17
Muestra con subdivisión en sectores	Servicios	Si	9	5	14
	Manufactura y extracción	Si	11	3	14

También se distingue si este resultado es sensible a la subdivisión en sectores económicos. Como puede observarse en la tabla 5, se encuentra que el entrante clasifica (en promedio) más alto para 11 de los 14 trimestres comparados en el sector de manufactura y extracción, y para 9 de 14 trimestres en el sector de servicios. Por lo tanto, existe evidencia de que el entrante entra clasificando más alto en ambos sectores de la economía.

Es importante reiterar que este resultado no es en términos absolutos, sino que relativo. Como se toma de base la distribución de las clasificaciones sin las notas del entrante, lo que se mide es la diferencia con esa distribución. No hay nada que nos diga que dichas

<sup>37</sup> Sea de corto o de largo plazo. Se define como un bono de largo plazo a un bono cuyo plazo de vencimiento es mayor a 10 años. Una tabla con los resultados se encuentra en el anexo 9

<sup>38</sup> No se puede concluir nada para aquellos bonos con tres o más clasificaciones, pues el tamaño de esa muestra es muy pequeño.

clasificaciones estén o no infladas. Pero podemos afirmar que las clasificaciones del entrante son más altas.

## 5.2 Análisis de primeras emisiones (flujos)

Se cuenta con 378 primeras emisiones en la muestra. El entrante clasifica 25 (contados hasta 5 años después de su entrada) de los 378 bonos que se encuentran en la muestra. La participación de mercado del entrante se encuentra distribuida homogéneamente entre los sectores de la economía, clasificando 12 instrumentos en el área de servicios y 13 en el sector de manufactura y extracción.

### ¿Son más altas las clasificaciones del entrante para nuevas emisiones?

Al igual que en el caso del stock de deuda, la comparación relativa entre el promedio de notas con y sin las notas del entrante (siempre posterior a su entrada) se realiza con el test WSR. La evidencia indica que el promedio de clasificaciones es mayor cuando se incluyen las clasificaciones del entrante.

### Las correlaciones entre el spread y las clasificaciones<sup>39</sup>

Si las clasificaciones se tornaran menos informativas por efecto de la entrada, se esperaría una disminución en la correlación entre los spread exigidos a los distintos bonos y el nivel de las clasificaciones. Para evaluar esto, se ocupan los promedios de notas de las clasificadoras incumbentes y los spread de tasas para los bonos que se emitieron entre enero del año 2000 y diciembre del año 2009.

Para calcular los spread de los bonos corporativos, se construye la *Yield Curve* para cada mes de la muestra, para luego restar las yield de los bonos libres de riesgo de las tasas de mercado de los bonos (de igual plazo).

Se construye la *Yield curve* a partir de los bonos en UF del Banco Central de Chile. Para el período de enero del año 2000 hasta septiembre del año 2002, se construye la curva utilizando los pagares descontables en UF a 3 meses, 8 años, 10, 12, 14 y 20 años plazo<sup>40</sup>. Para el resto de la muestra se utilizan los mismo bonos pero con los plazos, que pasaron a ser más líquidos en esta fase, que son los de plazos 1, 2, 5, 10, 20 y 30 años.

Para la construcción de la curva se utilizan tres métodos. El primero consiste en una extrapolación lineal de los datos. La segunda metodología consiste en una extrapolación

---

<sup>39</sup> Esta sección solo se realiza con el flujo de las nuevas emisiones. Las tasas de mercado solo se logran obtener para este tipo de muestra.

<sup>40</sup> Zúñiga, S., & Soria, K. (1999) recomiendan estos plazos para la construcción de la *Yield Curve*. Los autores señalan que para la construcción de la curva de tasas se deben ocupar la mayor cantidad de datos disponibles, siendo estos los plazos disponibles para la muestra analizada.

polinómica de tercer orden<sup>41</sup> que permite que la curva pueda tener monturas y valles. Finalmente, también se estima la curva utilizando la metodología de Nelson-Siegel-Svensson (desde ahora NSS)<sup>42</sup>. Se concluye que la mejor especificación que se ajusta a los datos es una extrapolación cúbica. Para cada mes de la muestra, la estimación polinómica de tercer orden presenta una mayor bondad de ajuste que la extrapolación lineal y que la estimación de la *Yield curve* via el método de NSS.

El resultado se muestra en la Tabla 6 (que representa un resumen del anexo 10). Como se esperaba, la correlación encontrada es negativa y significativa para el período anterior a la entrada. Sin embargo, después de la entrada la correlación sigue siendo significativa, pero a un menor nivel de significancia. Para el caso del sector de servicios, la correlación nunca resulta significativa.

Tabla 6: Resumen Análisis de correlaciones.

	Muestra: Bonos	Correlación negativa	Significancia
	Toda	Si	**
Toda	Extracción y Manufactura	Si	***
	Servicios	No	-
	Toda	Si	***
Pre ICR	Extracción y Manufactura	Si	***
	Servicios	No	-
	Toda	Si	*
Post ICR	Extracción y Manufactura	Si	**
	Servicios	No	-

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% , \* al 10% y - no significativa

<sup>41</sup> La extrapolación consiste en realizar una regresión. Se utiliza como variable dependiente las tasas de los BCU y de los pagarés descontables, y como variables independientes el plazo de los bonos. Para la extrapolación lineal se ocupa solamente el plazo, mientras que para la extrapolación cubica se ocupa un polinomio de orden tres en el plazo. Los coeficientes encontrados se ocupan para construir la *Yield Curve* en cada mes.

<sup>42</sup> Nelson, C. R., & Siegel, A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of business*, 473-489.

## 6. Conclusiones

La presente investigación recoge hechos estilizados sobre un episodio de entrada registrado en la industria chilena de clasificación de riesgo. Específicamente, pregunta qué dice la evidencia respecto de si la entrada de una nueva clasificadora de riesgo, que en principio aumenta el grado de competencia, aumenta o disminuye las notas de las clasificadoras incumbentes. También se pregunta si el entrante asigna notas superiores a las que asignan los incumbentes, a los mismos bonos.

Para esto, se han analizado datos de emisiones y deuda vigente de bonos corporativos desde el año 2000 hasta el año 2010. En este período no hubo cambios importantes en la normativa de la Superintendencia de Valores y Seguros referida a las clasificadoras de riesgo.<sup>43</sup> Se dividió la muestra en si la observación es pre o post la entrada y se comparan los promedios de clasificaciones de los instrumentos utilizando estadística no paramétrica.

Para evitar posibles sesgos de selección de muestra, se han comparado las distribuciones de las clasificaciones utilizando distintos trimestres y varias comparaciones de submuestras.

La evidencia encontrada no es suficiente para apoyar la hipótesis de inflación general en el nivel de clasificaciones. Por otra parte, para un grupo de submuestras, se encuentra evidencia de un mayor nivel de notas post la entrada de la nueva clasificadora. El resultado es bastante general. Por una parte, al dividir los instrumentos de deuda entre aquellos clasificados por el entrante y los no clasificados por el entrante, se encuentra aumentos de notas en ambos. Al dividir los bonos por plazo, el resultado anterior se repite tanto para los corto como de largo plazo.

Sin embargo, otra división de los datos nos permite llegar a la conclusión de que la inflación de notas se produce específicamente en el sector de servicios y no en el de manufactura y Extracción; descartando la posibilidad de referirse al fenómeno como un aumento generalizado en las clasificaciones de riesgo. Una posible explicación para esto es que el alza del precio internacional del cobre se agudiza en 2004 y 2005, lo cual aprecia el tipo de cambio real y eleva los salarios reales, presagiando un menor riesgo para los títulos de deuda emitidos por firmas del sector no transable (Servicios) y el efecto contrario para títulos emitidos por firmas del sector transable (Extracción y Manufactura). Un análisis más detallado de este fenómeno podría ayudar a respaldar la hipótesis de inflación general de clasificaciones, pero queda fuera del ámbito de esta tesis.

Estos resultados apoyan parcialmente a los modelos teóricos que postulan que el mecanismo reputacional no es lo suficientemente fuerte como para disciplinar a las clasificadoras incumbentes. El alza en las clasificaciones de notas sugiere que las empresas

---

<sup>43</sup> Se realizó un barrido de todas las circulares y todas las normas de carácter general emitidas por la SVS entre enero del 2000 y diciembre del 2009 que contienen la palabra “Clasificadora de Riesgo”.

incumbentes aumentan las clasificaciones como un mecanismo de respuesta unilateral a la entrada.

Una comparación del promedio de clasificaciones con y sin las notas de la nueva clasificadora indica que en promedio, el entrante asigna notas más altas que las clasificadoras incumbentes, sugiriendo que la nueva clasificadora entra a captar clientes aumentando el nivel de sus notas.

En un análisis particular de las primeras emisiones (IPO), no existe una correlación negativa entre los spread de los bonos corporativos y las notas en el sector Servicios, ni antes ni después de la entrada. En cambio, en el sector de manufactura y extracción, donde la correlación era significativamente negativa antes de la entrada, se encuentra que la correlación pierde significancia después de la entrada. Específicamente, la correlación baja su significancia para el (el valor p sube desde 1% a 5%).

Los resultados encontrados traen consigo potenciales implicancias de política económica. En efecto, estos resultados advierten que regular este mercado particular a través de más competencia podría llevar a clasificaciones de riesgo menos informativas.

Con todo, antes de idear nuevas regulaciones para este mercado, se requiere un mayor entendimiento de la finalidad del mercado de clasificación de riesgo, que es producir información. Debe tenerse presente que autores como Gjastaf y Smith, 2014, proponen echar a competir a las clasificadoras de riesgo con mercados de predicciones, en particular con mercados de Credit Default Swaps (CDS), siempre que estos últimos sean regulados como ocurre con los futuros (registro obligatorio y requerimientos de colateral). No puede descartarse que la competencia entre clasificadoras y dichos mercados de predicción pueda llevar a clasificaciones de riesgo más informativas.

## Referencias

- Ahmad, I. A. (1996) A class of Mann-Whitney-Wilcoxon type statistics, *Amer. Statist.*, 50, 324-327.
- Arrow, K., & Forsythe, R. et al (2008) "The promise of prediction markets", *Science*, 320, 877-8, May 16.
- Bar-Isaac, H., & Shapiro, J. (2013). Ratings quality over the business cycle. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 62-78.
- Becker, B., & Milbourn, T. (2011). How did increased competition affect credit ratings? *Journal of Financial Economics*, 101(3), 493-514.
- Bolton, P., Freixas, X., & Shapiro, J. (2012). The credit ratings game. *The Journal of Finance*, 67(1), 85-111.
- Camanho, N., Deb, P., & Liu, Z. (2010). *Credit rating and competition*. Financial Markets Group.
- Conover, W. J. (1973). On methods of handling ties in the Wilcoxon signed-rank test. *Journal of the American Statistical Association*, 68(344), 985-988.
- Conover, W. J., & Iman, R. L. (1981). Rank transformations as a bridge between parametric and nonparametric statistics. *The American Statistician*, 35(3), 124-129.
- Dewan, I., & Rao, B. L. S. (2005). Wilcoxon-signed rank test for associated sequences. *Statistics & probability letters*, 71(2), 131-142.
- Dewan, I., & Rao, B. P. (2003). Mann-Whitney test for associated sequences. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 55(1), 111-119.
- Fulghieri, P., Strobl, G., & Xia, H. (2010). *The economics of unsolicited credit ratings*. Working paper, University of North Carolina.
- Gaur, A. (2014). A new class of distribution-free tests for testing ordered location parameters based on sub-samples. *Statistics & Probability Letters*, 90, 53-59.
- Gibbons, J. D., & Chakraborti, S. (2011). *Nonparametric statistical inference*. Springer Berlin Heidelberg.
- Gjerstad, S. y V. Smith (2014) *Rethinking Housing Bubbles*, Cambridge University Press
- Hollander, M., Pledger, G., & Lin, P. E. (1974). Robustness of the Wilcoxon test to a certain dependency between samples. *The Annals of Statistics*, 177-181.
- Hunt, J. P. (2009). Credit Rating Agencies and the Worldwide Credit Crisis: The Limits of Reputation, the Insufficiency of Reform, and a Proposal for Improvement. *Colum. Bus. L. Rev.*, 109.
- Joutard, C. (2014). Asymptotic approximation for the probability density function of an arbitrary sequence of random variables. *Statistics & Probability Letters*, 90, 100-107.
- Kasuya, E. (2010). Wilcoxon signed-ranks test: symmetry should be confirmed before the test. *Animal Behaviour*, 79(3), 765-767.
- Kocher, S. C. (1978) A class of distribution-free tests for the two-sample slippage problem, *Commun. Statist.-Theor. Meth.*, A7(13), 1243- 1252.

- Kumar, N. (1997) A class of two-sample tests for location based on sub sample medians: *Comm. Statist. Theory Methods*, 26, 943 - 951.
- Latina, A. (2006). el Caribe: proyecciones 2006-2007. *Santiago de Chile*.
- Mann, H. B. and Whitney, D. R. (1947) On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other, *Ann. Math. Statistics*, 18, 50-60.
- Mathis, J., McAndrews, J., & Rochet, J. C. (2009). Rating the raters: are reputation concerns powerful enough to discipline rating agencies?. *Journal of Monetary Economics*, 56(5), 657-674.
- Nelson, C. R., & Siegel, A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of business*, 473-489.
- Pettitt, A. N., & Siskind, V. (1981). Effect of within-sample dependence on the Mann–Whitney–Wilcoxon statistic. *Biometrika*, 68(2), 437-441.
- Poon, W. P. (2003). Are unsolicited credit ratings biased downward?. *Journal of Banking & Finance*, 27(4), 593-614.
- Pratt, J. W. (1959). Remarks on zeros and ties in the Wilcoxon signed rank procedures. *Journal of the American Statistical Association*, 54(287), 655-667.
- Priebe, C. E. and Cowen, L. J. (1999) A generalized Wicoxon-Mann-Whitney test with utility for interpoint distance analysis, *Comm. Statist. Theor. Meth.*, to appear.
- Rohini T. & Gigi H. (2014) “Corporate Bond Markets: A Global Perspective” Volume 1. International Organization of Securities.
- Serfling, R. J. (1968). The Wilcoxon two-sample statistic on strongly mixing processes. *The Annals of Mathematical Statistics*, 1202-1209.
- Shetty, I. D. and Govindarajulu, Z. (1988) A two-sample test for location, *Comm. Statist. Theory Methods*, 17,2389- 2401.
- Siegel, S. (1957). Nonparametric statistics. *The American Statistician*, 11(3), 13-19.
- Wilcoxon, F. (1945) Individual comparisons by ranking methods, *Biometrics*, 1, 80-83.
- Xie, J., & Priebe, C. E. (2000). Generalizing the mann-whitney-wilcoxon statistic. *Journal of nonparametric statistics*, 12(5), 661-682
- Zielinski, R. (1990). Robustness of the one-sided Mann--Whitney--Wilcoxon test to dependency between samples. *Statistics & Probability Letters*, 10(4), 291-295.
- Zúñiga, S., & Soria, K. (1999). Estimación de la estructura temporal de tasas de interés en Chile, 1994-1997. *Estudios de Administración*, 6(1), 25-50.

## Anexo 1: Apéndice A

### Formulación matemática y trato del Wilcoxon Signed-Rank Test

Denotemos como  $X_1$  y  $X_2$  a las muestras pre y post ICR respectivamente. El test de WSR prueba si la distribución de la variable aleatoria  $D = X_1 - X_2$  tiene mediana cero.

Sea  $d_j$  la diferencia para cualquier par de observaciones pareadas:

$d_j = x_{1j} - x_{2j}$  Donde  $x_{1j}$  y  $x_{2j}$  denotan, respectivamente, la clasificación de un bono antes y después de la entrada de ICR.

El test consiste en rankear el valor absoluto de la diferencia de observaciones  $|d_j|$ ,<sup>44</sup> Es decir, lo que se está haciendo es rankear las diferencias  $|d_1|, |d_2| \dots |d_n|$ , desde la mayor hasta la menor asignando rankings desde el 1, 2, ..., n tomando en cuenta el signo de la diferencia. Luego se computan las siguientes expresiones:

$$r_j = \text{signo}(d_j) \text{ranking}(|d_j|)$$
$$T = \sum_{j=1}^n r_j = (\text{suma de los rankings para los signos } +)$$
$$- (\text{suma de los rankings para los signos } -)$$

La hipótesis nula es que los D son simétricos alrededor del cero. Por lo tanto, las probabilidades no cambian si se consideran los dos posibles signos D, quedando  $2^N$  posibles cambios de signos posibles para las diferencias. La distribución del estadístico T puede ser computada considerando los  $2^N$  posibles cambios de signo  $T = \sum_{j=1}^N S_j r_j$

Donde  $S_j$  es -1 o +1. Con esta distribución, la varianza y la esperanza de T vienen dadas por:

$$E(T) = 0$$
$$V(T) = \sum_{i=1}^N r_j^2$$

Usualmente, el test de WSR se expresa como la suma de los rankings positivos. Sin embargo, se puede interpretar a  $r_j = \text{signo}(d_j) \text{ranking}(|d_j|)$  como una variable compuesta variables; una que es el ranking y la otra el signo de la diferencia. Si se escribe el signo de la diferencia como una variable aleatoria Z que;

$$\text{Donde } Z = \begin{cases} 1 & \text{si } d_j > 0 \\ 0 & \text{si } d_j < 0 \end{cases}$$

Se puede reescribir la suma de los rankings positivos como:

---

<sup>44</sup> Si ambas clasificaciones son iguales pre y post ICR, entonces el test le asigna el ranking promedio.

$$T^+ = \sum_{j=1}^n Z_j f(|d_j|)$$

Donde  $f$  es el valor absoluto del rankings de  $d_j$ .

Bajo la hipótesis nula, los  $Z$  son independientes e idénticamente distribuidos con función de distribución de probabilidad Bernulli, con  $P(Z_i = 1) = P(Z_i = 0) = 1/2$  Por lo tanto:  $E(Z_i) = 1/2$  y  $V(Z_i) = 1/4$ . Usando el hecho de que  $T^+$  es una combinación lineal de estas variables, se puede determinar su esperanza y varianza:

$$E(T^+|H_0) = \sum_{i=1}^N \frac{f(|d_j|)}{2} = \frac{N(N+1)}{4}$$

$$Var_{ajus}(T^+) = \sum_{i=1}^N \frac{f(|d_j|)^2}{4}$$

Las expresiones computadas no toman en cuenta el caso en que se puedan producir ceros o empates en las diferencias. Es decir, en que se tenga el mismo valor para la observación pre y post la entrada de ICR y para el caso en que dos pares de observaciones tengan el mismo ranking. En ambos casos se le debe realizar un ajuste a la varianza.

Si no existieran ceros, la varianza no ajustada sería

$$Var_{NO\ ajus}(T^+) = \sum_{i=1}^N \frac{f(|d_j|)^2}{4} = \frac{N(N+1)(2N+1)}{24}$$

Con ceros, el ajuste que hay que hacerle a la varianza es:

$$\Delta Var_{Cero\ ajus\ empates}(T^+) = - \sum_{i=1}^{n_0} \frac{f(|d_j|)^2}{4} = \frac{n_0(n_0+1)(2n_0+1)}{24}$$

Donde  $n_0$  es el número de ceros. Aparte hay que realizar un ajuste por empates entre rankings. El ajuste para empates es el cambio en la varianza cuando los rankings son reemplazados por los rankings promedio:

$$\Delta Var_{ajus\ empates}(T^+) = Var_{ajus}(T^+) - Var_{NO\ ajus}(T^+) - \Delta Var_{Cero\ ajus\ empates}(T^+)$$

Por ser este un estadístico de rankings lineal, cumple con todas las propiedades asintóticas y se puede aproximar a la normal por el teorema del límite central. La aproximación ha resultado ser bastante útil para tamaños muestrales mayores a 15 (Gibbons, J. D., & Chakraborti, S. (2011)).

$$Z = \frac{T^+ - E(T^+)}{\sqrt{Var_{ajus}(T^+)}}$$

Una forma más simple de llegar a este estadístico se deriva directamente del test t

Si consideremos como  $d_1, d_2, \dots, d_n$  a las diferencias de los pares, y queremos probar la hipótesis nula de que  $E(d) = 0$ , el estadístico t sería el siguiente

$$t = \frac{\sum D_i}{\sqrt{\frac{n}{n+1} \sum D_i^2 - \frac{1}{n-1} D_i^2}}$$

Esta expresión se compararía con la t-student de n-1 grados de libertad.

Ahora, como vimos antes, el test de WSR se basa no solo en la utilización de rankings, sino que en el signo de la diferencia. Si reemplazamos los rankings en la expresión anterior, se obtiene el estadístico de WSR

$$T = \frac{\sum R_i}{\sqrt{\sum R_i^2}}$$

Donde  $R_i = \text{signo}(D_i) * \text{Ranking}|D_i|$

Esta especificación incluye las posibilidades en que existen empates y se compara con la normal estándar.

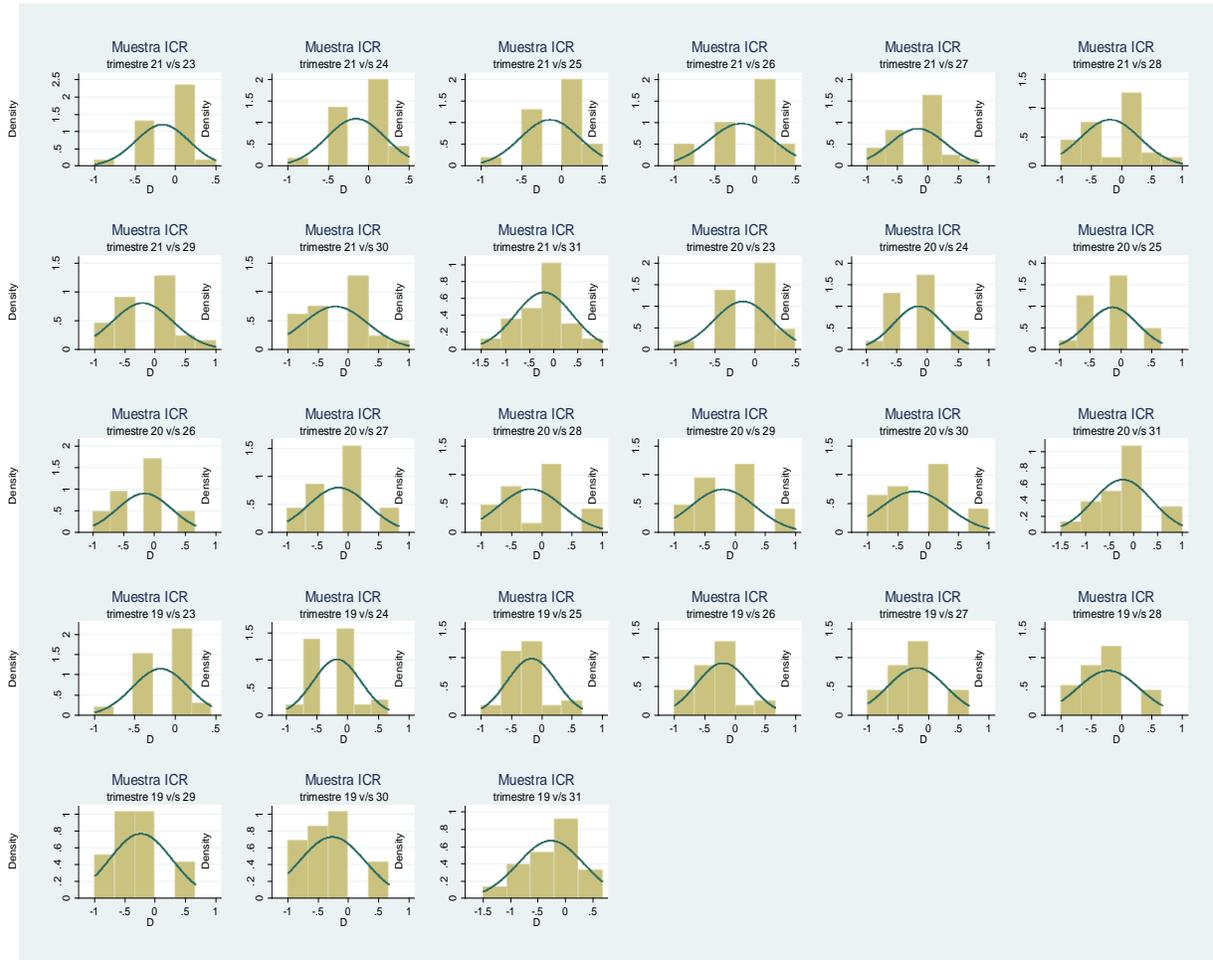
A los empates se le asigna el ranking medio igual que en el test de WMW.

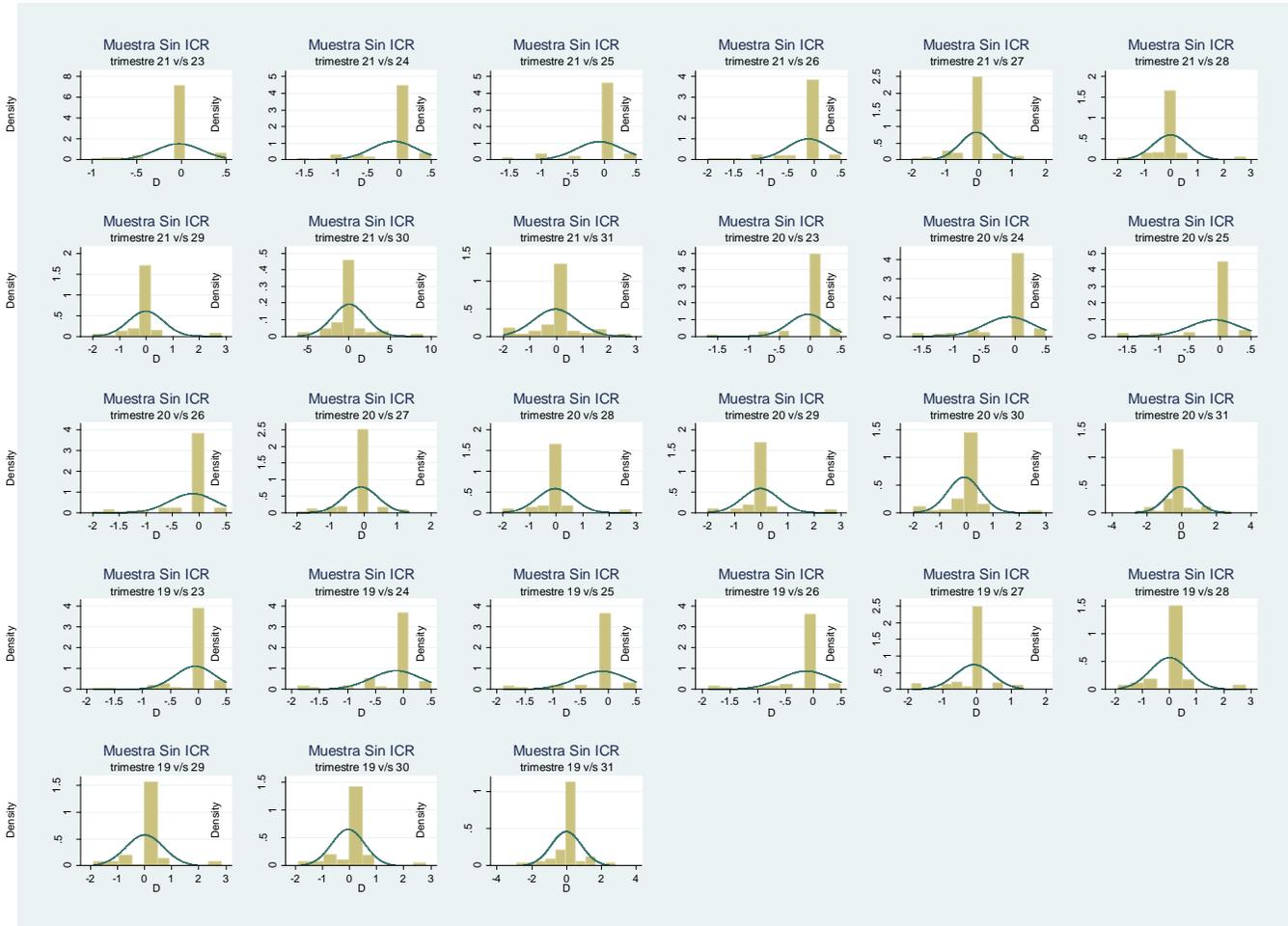
Anexo 2: Sectores y rubros

Sector	Rubro
Sector 1	Agricultura, Ganadería, Caza y Silvicultura
	Pesca
	Explotación de Minas y Canteras
	Industrias Manufactureras No Metálicas
	Industrias Manufactureras Metálicas
	Suministro de Electricidad, Gas y Agua
	Construcción
sector 2	Comercio al Por Mayor y Menor; Rep. Vehículos Automotores/Enseres Domésticos
	Hoteles y Restaurantes
	Transporte, Almacenamiento y Comunicaciones
	Intermediación Financiera
	Actividades Inmobiliarias, Empresariales y de Alquiler
	Adm. Pública y Defensa; Planes de Seg. Social, Afiliación Obligatoria
	Enseñanza
	Servicios Sociales y de Salud
	Otras Actividades de Servicios Comunitarias, Sociales y Personales
	Consejo de Administración de Edificios y Condominios
	Organizaciones y Órganos Extraterritoriales

### Anexo 3: Histogramas de diferencias de clasificaciones

Los histogramas corresponde a la diferencia de clasificaciones entre la muestra pre y post ICR. (Diferencia: promedio de clasificaciones pre ICR- promedio de clasificaciones post ICR). Cada trimestre es un corte transversal. Se identifica al trimestre 22 como el segundo trimestre del año 2005, trimestre que ICR entra al mercado.





Anexo 4: Otras tablas

Tabla 1: Frecuencias por Rubro

Nombre	Rubro	Frecuencia	Porcentaje
Industria Manufacturera no Metálica	223	1,287	4.75%
Industria Manufacturera Metálica	224	629	2.32%
Generación y suministro de agua, electricidad y gas	225	8,496	31.35%
Construcción	226	2,705	9.98%
Comercio al por mayor y menor; Alimentos	334	4,517	16.67%
Transporte, Almacenamiento y Comunicaciones	336	4,780	17.64%
Intermediación Financiera	337	3,090	11.40%
Actividades Inmobiliarias y Empresariales	338	791	2.92%
Adm. Pública y Seguridad Social	339	308	1.14%
Servicios Sociales y de Salud	341	494	1.82%
Total		27,097	100.00%

Tabla 2: Frecuencias de clasificación por número de clasificaciones

Clasificaciones	Frecuencia	Porcentaje
2	26,096	96%
Más de 2	1,001	4%
Total	27,097	100%

Tabla 3: Plazo de Vencimiento de bonos

Vencimiento	Frecuencia	Porcentaje
menos de 10 años	6,228	23%
10 o más años	20,869	77%
Total	27,097	100%

Anexo 5: Tablas de resultados de Test Wilcoxon Signed Rank

Bonos clasificados por ICR

Muestra (Trimestres comparados)	Rechaza Hipótesis		N° Bonos
	nula	Apoyado por test Sign	
21 y 23	Si***	Si***	46
21 y 24	Si***	Si***	44
21 y 25	Si**	Si***	40
21 y 26	Si***	Si**	40
21 y 27	Si**	Si**	40
21 y 28	Si***	Si***	40
21 y 29	Si***	Si***	40
21 y 30	Si**	Si**	40
21 y 31	Si**	Si**	40
20 y 23	Si***	Si***	44
20 y 24	Si**	Si***	42
20 y 25	Si**	Si**	38
20 y 26	Si**	Si**	38
20 y 27	Si**	Si**	38
20 y 28	Si***	Si***	38
20 y 29	Si**	Si***	38
20 y 30	Si**	Si***	38
20 y 31	Si**	Si**	38
19 y 23	Si***	Si***	42
19 y 24	Si**	Si***	39
19 y 25	Si**	Si**	35
19 y 26	Si**	Si**	35
19 y 27	Si**	Si**	35
19 y 28	Si**	Si***	35
19 y 29	Si**	Si***	35
19 y 30	Si**	Si***	35
19 y 31	Si**	Si**	35

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

ICR entra al mercado el segundo trimestre del año 2005. En la tabla se identifica al trimestre 1 como el primer trimestre del año 2000. Por tanto, el trimestre 22 corresponde a la entrada de ICR. Cada trimestre comparado corresponde a un corte transversal. Se ocupan como trimestres pre entrada de ICR, al primer trimestre del año 2005, el tercero y el cuarto del año 2004. Para los trimestres post ICR, se toman trimestres hasta el tercero del año 2007.

## Bonos No Clasificados por ICR

Muestra (Trimestres comparados)	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign	Nº Bonos
21 y 23	No	Si***	181
21 y 24	Si**	Si**	166
21 y 25	Si**	Si**	150
21 y 26	Si***	Si***	150
21 y 27	Si***	Si***	140
21 y 28	Si*	Si*	130
21 y 29	No	No	130
21 y 30	No	Si***	125
21 y 31	No	Si***	115
20 y 23	No	Si	179
20 y 24	Si**	Si***	164
20 y 25	Si**	Si**	148
20 y 26	Si***	Si***	144
20 y 27	No	Si***	139
20 y 28	Si*	Si*	131
20 y 29	No	Si***	129
20 y 30	Si**	Si**	119
20 y 31	No	Si***	115
19 y 23	No	No	164
19 y 24	Si***	Si***	149
19 y 25	Si**	Si**	133
19 y 26	Si***	Si***	129
19 y 27	Si**	Si**	123
19 y 28	No	Si***	119
19 y 29	No	Si***	116
19 y 30	Si**	Si**	104
19 y 31	No	Si***	100

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%;

Anexo 6: Histograma de la diferencia del promedio de clasificaciones con y sin las notas de ICR para instrumentos clasificados por ICR. Se define la diferencia como el promedio de clasificaciones sin menos el promedio de clasificaciones con las notas de ICR

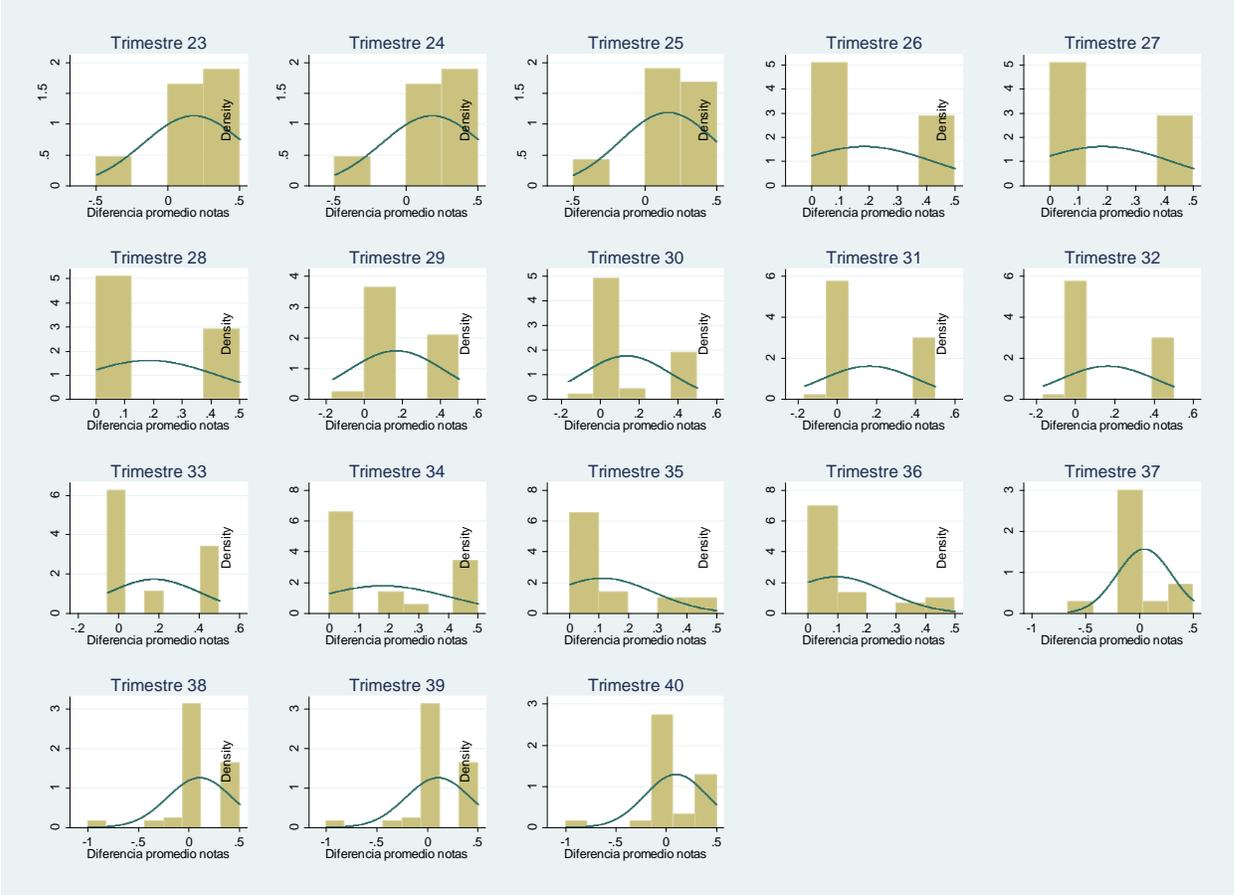


Tabla: Muestra Post ICR, bonos clasificados por ICR

Muestra (Trimestre)	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign
23	Si*	Si*
24	Si*	Si*
25	Si*	Si*
26	Si***	Si***
27	Si***	Si***
28	Si***	Si***
29	Si***	Si***
30	Si***	Si***
31	Si***	Si***
32	Si***	Si***
33	Si***	Si***
34	Si***	Si***
35	Si***	Si***
36	Si***	Si***
37	No	No
38	Si***	Si***
39	Si***	Si***
40	Si***	Si***

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

La hipótesis nula es que el promedio de clasificación sin las notas de ICR es el mismo que con las notas de ICR. Para la mayoría de los trimestres se rechaza la hipótesis nula. Las clasificaciones de ICR son en promedio mayores que las de las otras agencias.

Anexo 7: Test WSR por sectores bonos de largo plazo

Bonos Clasificados por ICR: Sector Manufactura y Extracción

Muestra (Trimestres comparados)	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign
21 y 23	No	Si***
21 y 24	No	Si***
21 y 25	No	Si***
21 y 26	No	Si***
21 y 27	No	Si***
21 y 28	No	Si***
21 y 29	No	Si***
21 y 30	No	Si***
21 y 31	No	Si***
20 y 23	Si**	Si***
20 y 24	No	Si***
20 y 25	No	Si***
20 y 26	No	Si***
20 y 27	No	Si***
20 y 28	No	Si***
20 y 29	No	Si***
20 y 30	No	Si**
20 y 31	No	Si***
19 y 23	Si*	Si***
19 y 24	No	Si***
19 y 25	No	Si***
19 y 26	No	Si***
19 y 27	No	Si***
19 y 28	No	Si***
19 y 29	No	Si***
19 y 30	No	Si**
19 y 31	No	Si***

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%;

Bonos Clasificados por ICR: Sector Servicios

Muestra (Trimestres comparados)	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign
21 y 23	Si***	Si***
21 y 24	Si***	Si***
21 y 25	Si***	Si***
21 y 26	Si***	Si***
21 y 27	Si***	Si***
21 y 28	Si***	Si***
21 y 29	Si***	Si***
21 y 30	Si**	Si**
21 y 31	Si**	Si**
20 y 23	Si***	Si***
20 y 24	Si***	Si***
20 y 25	Si***	Si***
20 y 26	Si***	Si***
20 y 27	Si**	Si***
20 y 28	Si***	Si***
20 y 29	Si***	Si***
20 y 30	Si***	Si**
20 y 31	Si**	Si***
19 y 23	Si***	Si***
19 y 24	Si***	Si***
19 y 25	Si***	Si***
19 y 26	Si***	Si***
19 y 27	Si**	Si***
19 y 28	Si***	Si***
19 y 29	Si***	Si***
19 y 30	Si***	Si**
19 y 31	Si**	Si***

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%;

Bonos No Clasificados por ICR: Sector Manufactura y Extracción

Muestra (Trimestres comparados)	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign
21 y 23	No	Si***
21 y 24	No	Si***
21 y 25	No	Si***
21 y 26	No	Si***
21 y 27	No	Si***
21 y 28	No	Si***
21 y 29	No	Si***
21 y 30	No	Si**
21 y 31	No	Si**
20 y 23	Si**	Si**
20 y 24	No	Si***
20 y 25	No	Si***
20 y 26	No	Si***
20 y 27	No	Si***
20 y 28	No	Si***
20 y 29	No	Si***
20 y 30	No	Si**
20 y 31	No	Si**
19 y 23	Si*	Si**
19 y 24	No	Si***
19 y 25	No	Si***
19 y 26	No	Si***
19 y 27	No	Si***
19 y 28	No	Si***
19 y 29	No	Si***
19 y 30	No	Si***
19 y 31	No	Si***

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%;

Bonos No Clasificados por ICR: Sector  
Servicios

Muestra (Trimestres comparados)	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign
21 y 23	Si***	Si***
21 y 24	Si***	Si***
21 y 25	Si***	Si***
21 y 26	Si***	Si***
21 y 27	Si***	Si***
21 y 28	Si***	Si***
21 y 29	Si***	Si***
21 y 30	Si**	Si**
21 y 31	Si**	Si**
20 y 23	Si***	Si***
20 y 24	Si***	Si***
20 y 25	Si***	Si***
20 y 26	Si***	Si***
20 y 27	Si***	Si***
20 y 28	Si***	Si***
20 y 29	Si***	Si***
20 y 30	Si***	Si***
20 y 31	Si***	Si**
19 y 23	Si***	Si***
19 y 24	Si***	Si***
19 y 25	Si***	Si***
19 y 26	Si***	Si***
19 y 27	Si***	Si***
19 y 28	Si***	Si***
19 y 29	Si***	Si***
19 y 30	Si***	Si***
19 y 31	Si***	Si**

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%;

Anexo 8: Tablas test WSR Bonos de Corto Plazo por sectores

Bonos Corto plazo sector Extracción y Manufactura

Muestra (Trimestres comparados)	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign
21 y 23	No	Si***
21 y 24	No	Si***
21 y 25	Si*	No***
21 y 26	Si*	No***
21 y 27	No	Si***
21 y 28	No	Si***
21 y 29	No	Si***
21 y 30	No	Si***
20 y 23	No	Si**
20 y 24	No	Si***
20 y 25	No	Si***
20 y 26	No	Si***
20 y 27	No	Si***
20 y 28	No	Si***
20 y 29	No	Si***
20 y 30	No	Si**
19 y 23	Si**	Si**
19 y 24	No	Si***
19 y 25	No	Si***
19 y 26	No	Si***
19 y 27	No	Si***
19 y 28	No	Si***
19 y 29	No	Si***
19 y 30	No	Si***

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%;

Bonos Corto plazo sector Servicios

Muestra (Trimestres comparados)	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign
21 y 23	Si***	Si***
21 y 24	Si***	Si***
21 y 25	Si***	Si***
21 y 26	Si***	Si***
21 y 27	Si***	Si***
21 y 28	Si***	Si***
21 y 29	Si***	Si***
21 y 30	Si***	Si**
20 y 23	Si***	Si***
20 y 24	Si***	Si***
20 y 25	Si***	Si***
20 y 26	Si***	Si***
20 y 27	Si***	Si***
20 y 28	Si***	Si***
20 y 29	Si***	Si***
20 y 30	Si***	Si***
19 y 23	Si***	Si***
19 y 24	Si***	Si***
19 y 25	Si***	Si***
19 y 26	Si***	Si**
19 y 27	Si***	Si**
19 y 28	Si***	Si**
19 y 29	Si***	Si**
19 y 30	Si***	Si***

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%;

Anexo 9: Comparación de promedio de clasificaciones con y sin notas de ICR. Se define la diferencia como el promedio de clasificaciones sin las notas de ICR menos el promedio de clasificaciones con las notas de ICR.

Muestra Post ICR: Bonos clasificados por ICR.

Muestra (Trimestres comparados)	Tipo Bono	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign
23	CP	No	Si**
	LP	No	Si**
24	CP	No	Si**
	LP	No	Si**
25	CP	Si**	Si**
	LP	Si**	Si**
26	CP	Si**	Si**
	LP	Si**	Si**
27	CP	Si***	Si**
	LP	Si***	Si**
28	CP	Si***	Si**
	LP	Si***	Si**
29	CP	Si***	Si***
	LP	No	No
30	CP	Si***	Si***
	LP	Si***	Si***

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Muestra Post ICR: Bonos clasificados por ICR.

Muestra (Trimestres comparados)	Nº clasificaciones	Rechaza Hipótesis nula	Apoyado por test Sign
31	CP	Si***	Si***
	LP	Si***	Si***
32	CP	Si***	Si***
	LP	Si***	Si***
33	CP	Si***	Si***
	LP	Si***	Si***
34	CP	Si***	Si***
	LP	Si***	Si***
35	CP	Si*	No
	LP	Si*	Si***
36	CP	Si*	No
	LP	Si***	Si***
37	CP	No	Si***
	LP	No	Si***
38	CP	Si***	Si***
	LP	Si***	Si***
39	CP	Si**	Si**
	LP	Si***	Si***

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

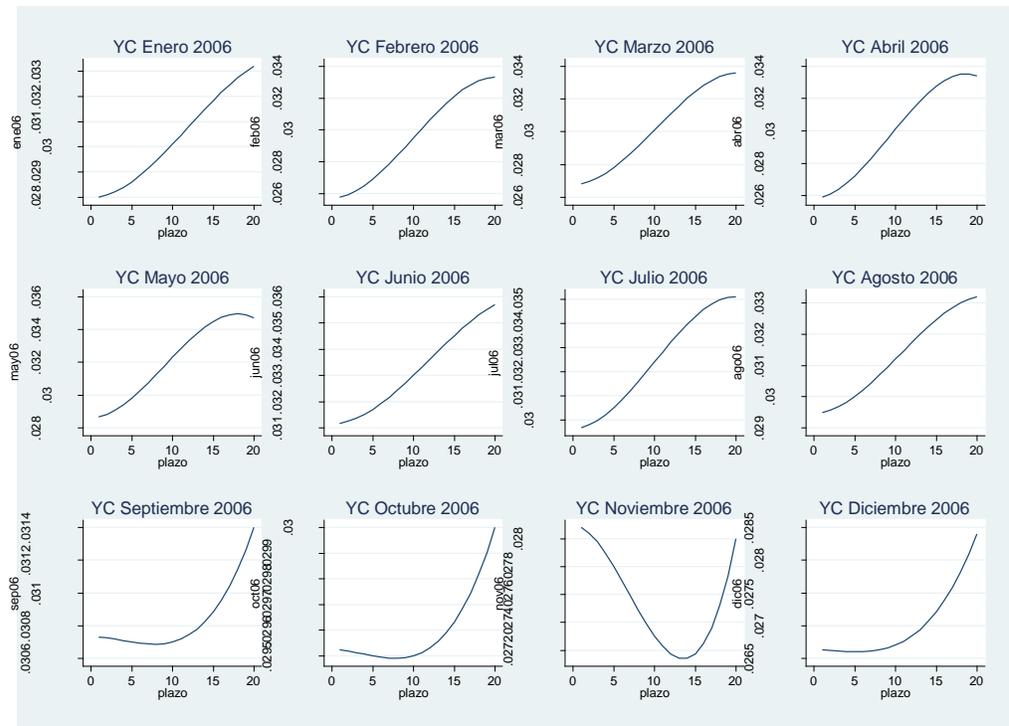
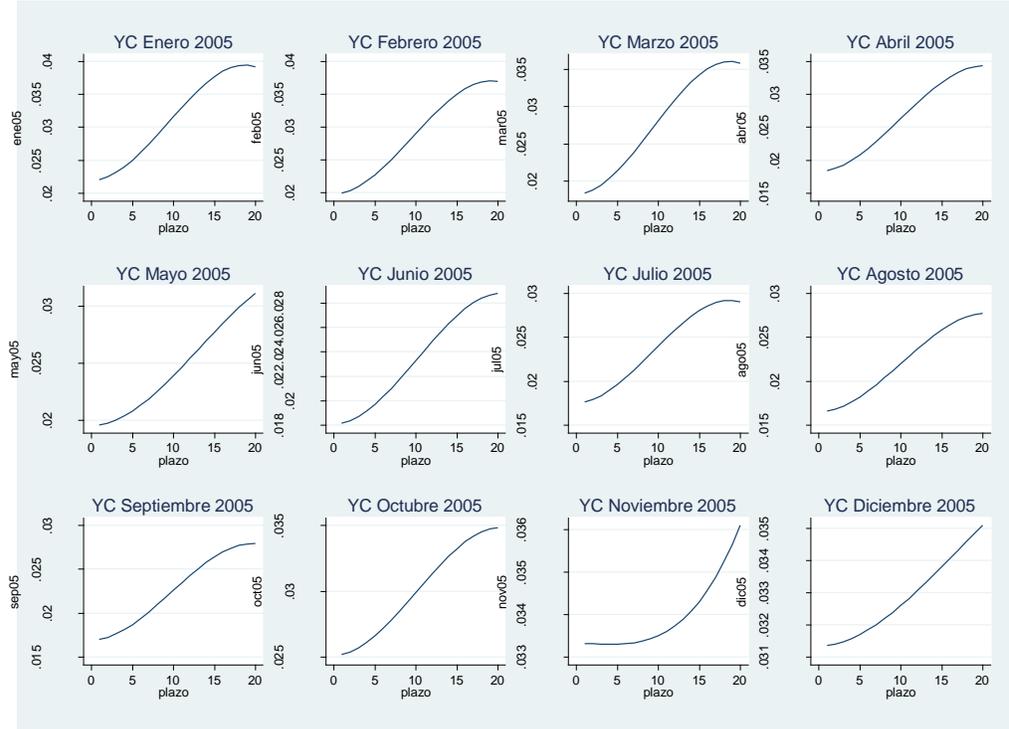
Anexo 10: Resultados medidas de correlación.

Estimación Cúbica de Yield Curve

Muestra	Sector	Correlación de Spearman	Score Tau de kendall	Coficiente ta	Coficiente tb	Correlación de Pearson
Toda (2000-2010)	Extracción y Manufactura	-0.3491***	-2991	-0.2381***	-0.2528***	-0.3751***
	Servicios	-0.0528	-463	-0.0326	-0.0347	-0.1362*
	Toda	-0.1974**	-7218	-0.1306**	-0.1383**	-0.1893**
Pre ICR	Extracción y Manufactura	-0.4710***	-675	-0.3147***	-0.3545***	-0.4904***
	Servicios	-0.112	-293	-0.066	-0.070	-0.1834*
	Toda	-0.2282***	-2039	-0.1489***	-0.1592***	-0.2072***
Post ICR	Extracción y Manufactura	-0.2896**	-840	-0.1964***	-0.2081***	-0.3271***
	Servicios	0.0532	92	0.0341	0.0365	-0.1443
	Toda	-0.1772*	-1657	-0.1195**	-0.1271**	-0.2574***

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Anexo 11: Curva de Tasas año 2005 y 2006 basada en estimaciones polinómicas



## Apéndice B: Test de Wilcoxon Mann-Whitney (WMW)<sup>45</sup>

El test de WMW prueba la hipótesis nula de que las distribuciones de dos muestras son iguales en contra de la alternativa de que una es distinta. La prueba realizada nos entrega el resultado de las dos colas del test, abriendo la posibilidad de que una distribución sea distinta porque tiene una menor o mayor mediana.

El test recurre a la utilización de rankings para comparar dos distribuciones. La lógica de este test consiste en ordenar los datos obtenidos de la muestra combinada ( $X e Y$ )<sup>46</sup> y rankearlos desde el menor al mayor<sup>47</sup>. Luego se procede a sumar los rankings por muestra. El estadígrafo de Wilcoxon corresponde la suma de los rankings obtenidos de la primera muestra. De esta forma si la muestra pre ICR cuenta con “m” observaciones y la muestra post ICR cuenta con “n” observaciones, el estadígrafo de Wilcoxon y su respectiva aproximación a la normal tienen la siguiente forma:

$$W = \sum_{i=1}^m R_i$$
$$Z = \frac{S - \frac{m(N+1)}{2}}{\sqrt{\frac{nm}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N R_i^2 - \frac{nm(N+1)^2}{4(N-1)}}}$$

Donde  $R_i$  es el ranking,  $W = \sum_{i=1}^m R_i$  la suma de los rankings de la muestra X y N es el tamaño de la muestra combinada.<sup>48</sup>

El test también entrega la suma de rankings esperada para cada muestra. Si ambas distribuciones son iguales, entonces, la suma de sus rankings debiera ser muy similar a la suma esperada y por tanto, su ranking medio ser muy parecido<sup>49</sup>.

Si el ranking medio de la muestra post entrada de ICR es mayor que el de la muestra previa a la entrada de ICR y se rechaza la hipótesis nula, entonces podemos afirmar que las clasificaciones post entrada de ICR son en promedio mayores.

---

<sup>45</sup> Wilcoxon (1945) y de Mann-Whitney (1947)

<sup>46</sup> Muestras pre y post ICR

<sup>47</sup> Se asigna un ranking mayor a observaciones de mayor magnitud. Por ejemplo a una clasificación que tiene asignado un valor de 18 se le asigna un ranking mayor que a una clasificación que tienen un valor numérico asociado de 2.

<sup>48</sup> Para muestras grandes la aproximación a una distribución normal ha probado ser bastante útil. En particular se ha probado que la aproximación es buena para tamaños conjuntos mayores o iguales a 12. (Gibbons, J. D., & Chakraborti, S. (2011))

<sup>49</sup> Ranking medio se refiere a  $\frac{\text{Suma de rankings de la muestra}}{\text{tamaño de la muestra}}$ .

Para la utilización de este test se deben cumplir ciertos supuestos. Ellos son: continuidad en la distribución de los datos (que no se generen empates), independencia y aleatorización de las muestras.

Los datos de esta investigación corresponden a clasificaciones de riesgo, por tanto, distintos bonos pueden tener asignada una misma clasificación. Producto de esto, se producen empates en la muestra.

Una forma de abordar este problema es asignando a cada observación empatada el ranking medio<sup>50</sup>. Noether (1967) probó que utilizando esta estrategia, hay muy pocos cambios en la distribución del test. La media del estadístico de WMW se mantiene, pero la varianza disminuye, produciendo que se rechace la hipótesis nula con mayor probabilidad. Sin embargo, la varianza del estadístico puede ser corregida si se le suma la disminución de varianza que ocasionan las observaciones empatadas<sup>51</sup>.

Para cumplir con el supuesto de independencia se comparan bonos distintos en periodos de tiempo distinto, de esta forma se evita que la observación de un bono en la muestra pre ICR se encuentre presente en la muestra post la entrada de la nueva clasificadora. Para esto se toman cortes transversales de promedios trimestrales de clasificación y se compara solamente deuda vigente previa a la entrada de ICR con deuda emitida (o vigente) post la entrada de ICR que no se encuentre en la muestra pre ICR.

Puede parecer que al realizar este procedimiento se esté violando el supuesto de aleatoriedad, sin embargo, se están tomando de manera aleatoria bonos dentro de las muestras. Además, para evitar que los resultados se deban a la selección de algunos trimestres, se comparan 3 trimestres antes con hasta 8 trimestres luego de la entrada de la nueva clasificadora.

Sin embargo, aun realizando este procedimiento, puede darse el caso de que exista dependencia, tanto entre las muestras, como dentro de cada una de ellas. Esto podría ocurrir en el caso en que las clasificadoras se copien en el estilo de clasificación.

En general, las notas de las clasificadoras tienden a ser similares, indicando que la relación de “copia” es positiva. Si bien el nivel de notas puede ser distinto, queda claro en la literatura que lo más común es que las clasificadoras tiendan a modificar sus notas en la misma dirección (Bar-Isaac y Shapiro (2012)).

---

<sup>50</sup> Se refiere al ranking promedio. Por ejemplo, supongamos que se tienen dos muestras con las siguientes clasificaciones de riesgo numéricas: Muestra uno: 18, 16, 15, 8, y la muestra dos: 17, 16, 13 y 7. Se le asigna un ranking de 1 a la observación de menor valor. En este caso tenemos un empate en la clasificación 16, por orden corresponderían a los rankings 5 y 6. Para solucionar el problema, a ambas observaciones se le asigna el ranking promedio de 5,5.

<sup>51</sup> Para más de esto ver Conover, W. J. (1973). On methods of handling ties in the Wilcoxon signed-rank test. *Journal of the American Statistical Association*, 68(344), 985-988.

Bajo estas circunstancias, hay algunos estudios que demuestran que el test mantiene sus propiedades asintóticas de aproximación a la normal. Hollander y Pledger (1974) estudian que ocurre con el estadígrafo de WMW bajo dependencia positiva. Los autores demuestran que dicha dependencia produce un aumento en la varianza del test, haciéndolo más conservador. No obstante lo anterior, Zielinski (1990) advierte que se debe tener mucho cuidado con la interpretación del test de WMW cuando se tiene la sospecha de dependencias. En su investigación, el autor muestra que bajo casos extremos de dependencia (de cualquier tipo), la probabilidad de cometer error tipo 2 puede llegar a ser 1.

No se menciona dentro de los supuestos fundamentales del test de WMW que las observaciones dentro de cada muestra no puedan estar asociadas (independientes), sin embargo, existen investigaciones recientes que analizan qué ocurre con las propiedades del test si hay algún grado de asociación entre las observaciones de una muestra. Dewan y Rao (2003), demuestran que al término de la varianza del estadístico WMW se debe sumar la covarianza que se da por la asociación dentro de cada una de las muestras. Cuando la muestra es lo suficientemente grande, este término tiende a cero. En otras condiciones los autores demuestran que la varianza ajustada por la asociación tiene una cota superior, produciendo un test más conservador<sup>52</sup>.

Se utiliza el test de Wilcoxon para comparar las distribuciones de promedios trimestrales de notas de las clasificadoras incumbentes pre y post la entrada de ICR. De esta forma se divide la muestra de bonos obtenida en dos grandes grupos. Adicionalmente, se separa la muestra en aquellos instrumentos en que no fueron clasificados por ICR y aquellos instrumentos que fueron clasificados por ICR.

La lógica de esta división consiste en que en la teoría no queda claro si el aumento de nivel de notas se da exclusivamente en los instrumentos clasificados o en los no clasificados por la agencia entrante o de forma generalizada. Para la muestra en que ICR clasifica se toman los instrumentos pre ICR que ICR clasificará en el futuro.

Debido a los problemas de implementación presentados, se utiliza el test de WMW como una primera inspección de los datos.

---

<sup>52</sup> La relación de dependencia estudiada por Dewan y Rao (2003) es positiva. La que concuerda con la situación descrita de las clasificadoras de riesgo.

## Resultados

### Stock de deuda

Para comenzar el análisis, se hace una comparación entre los promedios de clasificaciones pre y post la entrada de ICR<sup>53</sup>. Se distingue además, si el bono es de corto o largo plazo.

Como puede verse en la tabla 3 del anexo 4, un 23% de la muestra corresponde a bonos que tienen un plazo de vencimiento menor a 10 años. De estos bonos, 447 observaciones son clasificadas por ICR, lo que representa un 27,3% de su total de clasificaciones.

Para los bonos de largo plazo (sin distinguir en si el bono es o no clasificado por ICR), se encuentra que la diferencia entre las distribuciones es significativa. La evidencia es más concluyente para el sector de servicios y es robusta a la comparación de trimestres. Como el ranking medio es mayor en la muestra post ICR, podemos decir que, en promedio, las clasificaciones post ICR son más altas que antes de la entrada. Los resultados se detallan en el anexo 1 del presente apéndice.

Hasta el momento se ha encontrado evidencia de que el aumento del nivel de clasificaciones se da de forma generalizada (aún no se ha realizado la subdivisión en sectores económicos).

También deseamos determinar si, luego de la entrada, las clasificadoras aumentan el nivel de clasificaciones en instrumentos que ICR no ha clasificado.

Para cubrir esta posibilidad se realiza otro análisis. Se toman todos los bonos que no han sido calificados por ICR y se examinan antes y después de su entrada al mercado. En este caso se encuentra evidencia de que hay un aumento sistemático en las clasificaciones, pero exclusivo al el sector de servicios, indicando que el aumento de notas no se da de forma generalizada. Este resultado es coherente con los modelos teóricos que argumentan que el mecanismo reputacional no es lo suficientemente fuerte para disciplinar a las agencias incumbentes. Un aumento de las notas en los instrumentos que no forman parte de aquellos donde participa ICR puede ser visto como una reacción unilateral ante la pérdida de algunos clientes por efecto de la entrada.

En el caso de los bonos de corto plazo, el análisis se complejiza. Debido a la falta de observaciones, la comparación de trimestres vía subdivisión por sectores no es factible. Por tanto, se toma la muestra como un todo (sin distinguir en si el bono es o no clasificado por ICR). Para esta submuestra, no es posible rechazar la hipótesis nula de igual distribución de clasificaciones. No se encuentra un aumento de clasificaciones post entrada de ICR. El resultado es robusto a la comparación de trimestres. Una tabla describiendo los resultados se encuentra en el anexo 2 de este apéndice. Este resultado contradice a los encontrados hasta el momento. Sin embargo, la subdivisión vía sectores no se ha podido realizar y por tanto,

---

<sup>53</sup> La variable que se ocupa es el promedio de clasificaciones sin las notas de ICR

puede estar ocurriendo que el resultado se encuentre contaminado por la influencia del sector de manufactura y extracción.

### **Primeras emisiones**

Para el análisis de estas primeras emisiones se utiliza la misma metodología que para el stock de deuda. En el anexo 3 de este apéndice se encuentran los resultados.

Del análisis, no puede concluirse que producto de la entrada de ICR haya existido un aumento de clasificaciones en las primeras emisiones. Si se analiza la muestra completa, se encuentra que el aumento de la competencia ha producido una disminución en las notas de los bonos.

Para profundizar más en este análisis, se procede a dividir la muestra en los dos sectores económicos antes descritos. Hay evidencia de un menor nivel de clasificaciones en el sector de manufactura y extracción, mientras que no se puede rechazar la hipótesis nula de igual distribución en el caso del sector de servicios.

La evidencia va en contra de lo resultados encontrados para el stock de deuda. Pareciera ser que la inflación de notas se da en el stock de deuda y no en las primeras emisiones. Una posible explicación es que, en una primera fase, las clasificadoras clasifican más duramente con el fin de cuidar su reputación, pues los bonos IPO recibirían mucha más atención mediática y de los inversionistas. En cambio más adelante, cuando se trata de un bono ya conocido, las clasificadoras y revisarían sus clasificaciones al alza con el fin de maximizar la probabilidad de que los emisores renueven su contrato con ella.

### **Número de clasificaciones y plazo**

Se ocupa un test de WMW para estudiar si existe inflación de notas en bonos que son servidos por un número de clasificadores superior al mínimo legal. No se rechaza la hipótesis nula de que ambas distribuciones son iguales. En aquellos instrumentos con más de dos clasificaciones no se detecta inflación de notas. Lo mismo ocurre para bonos de corto plazo, mientras que sí se detectan menores clasificaciones para los bonos de largo plazo.

Anexo 1: Resultados test WMW

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 23			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	5	2	12
Post ICR	7	6	44
Z	-2.374		
p-Value	0,0176**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	6	6	34
Post ICR	9	10	86
Z	-1.775		
p-Value	0,0759*		
Trimestre 21 v/s 24			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	12	9	103
Post ICR	7	13	88
Z	-1.531		
p-Value	0,1258		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	8	6	49
Post ICR	9	12	104
Z	-2,326		
p-Value	0,0200**		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 25			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	22	16	353
Post ICR	11	19	208
Z	-1		
p-Value	0,3867		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	10	8	84
Post ICR	12	14	169
Z	-2,111		
p-Value	0,0348**		
Trimestre 21 v/s 26			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	26	18	476
Post ICR	14	25	344
Z	-1,690		
p-Value	0,0911*		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	10	8	84
Post ICR	13	15	192
Z	-2		
p-Value	0,0212**		

## Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 27			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	28	20	558
Post ICR	16	27	433
Z	-1,844		
p-Value	0,0652*		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	10	9	85
Post ICR	16	17	266
Z	-2.695		
p-Value	0,007***		
Trimestre 21 v/s 29			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	29	23	665
Post ICR	25	33	821
Z	-2,373		
p-Value	0,0177**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	12	10	123
Post ICR	23	22	507
Z	-3,400		
p-Value	0,0007***		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

## Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 28			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	28	21	595
Post ICR	22	31	681
Z	-2,411		
p-Value	0,0159**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	12	10	118
Post ICR	22	22	477
Z	-3,474		
p-Value	0,0005***		
Trimestre 21 v/s 30			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	29	26	765
Post ICR	29	33	947
Z	-1,451		
p-Value	0,1469		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	16	14	217
Post ICR	23	24	563
Z	-3,052		
p-Value	0,0023***		

Resultados de test de WMW: Toda la muestra Bonos de largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 23			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	6	4	23
Post ICR	7	10	68
Z	-2.748		
p-Value	0,006***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	7	8	58
Post ICR	12	11	132
Z	-1		
p-Value	0,2678		
Trimestre 20 v/s 24			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	15	10	150
Post ICR	8	16	127
Z	-2,012		
p-Value	0,0442**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	9	7	67
Post ICR	12	14	164
Z	-2,357		
p-Value	0,0184**		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 25			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	25	17	434
Post ICR	12	22	269
Z	-1		
p-Value	0,1604		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	11	10	107
Post ICR	15	16	244
Z	-2,213		
p-Value	0,0269**		
Trimestre 20 v/s 26			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	19	30	570
Post ICR	15	28	420
Z	-2,113		
p-Value	0,0346**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	11	10	107
Post ICR	16	17	271
Z	-2		
p-Value	0,0172**		

## Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 27			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	31	21	659
Post ICR	17	30	518
Z	-2,250		
p-Value	0,0244**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	11	10	108
Post ICR	19	19	357
Z	-2.745		
p-Value	0,006***		
Trimestre 20 v/s 29			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	32	24	771
Post ICR	26	36	940
Z	-2,769		
p-Value	0,0056***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	13	12	151
Post ICR	26	24	630
Z	-3,408		
p-Value	0,0007***		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

## Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 28			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	31	22	697
Post ICR	23	34	789
Z	-2,801		
p-Value	0,0051***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	13	11	145
Post ICR	25	24	596
Z	-3,475		
p-Value	0,0005***		
Trimestre 20 v/s 30			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	32	28	880
Post ICR	30	36	1074
Z	-1,847		
p-Value	0,0648*		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	17	15	253
Post ICR	26	27	694
Z	-3,118		
p-Value	0,0018***		

Tabla

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 19 v/s 23			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	6	4	23
Post ICR	12	12	148
Z	-3,233		
p-Value	0,0012***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	18	16	285
Post ICR	20	23	456
Z	-1,957		
p-Value	0,0500**		
Trimestre 19 v/s 24			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	15	10	150
Post ICR	13	20	256
Z	-3,156		
p-Value	0,0016***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	20	16	312
Post ICR	20	25	508
Z	-2,673		
p-Value	0,0075***		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 19 v/s 25			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	25	18	438
Post ICR	17	27	466
Z	-2,661		
p-Value	0,0078***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	22	18	387
Post ICR	23	28	648
Z	-2,773		
p-Value	0,0065***		
Trimestre 19 v/s 26			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	29	20	574
Post ICR	20	33	652
Z	-3,164		
p-Value	0,0016***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	22	17	382
Post ICR	24	29	700
Z	-3,001		
p-Value	0,0027***		

Tabla

## Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 19 v/s 27			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	31	21	665
Post ICR	22	35	766
Z	-3,188		
p-Value	0,0014***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	22	18	386
Post ICR	27	31	839
Z	-3,317		
p-Value	0,0009***		
Trimestre 19 v/s 29			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	32	24	778
Post ICR	31	40	1239
Z	-3,466		
p-Value	0,0005***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	24	20	469
Post ICR	34	37	1243
Z	-3,834		
p-Value	0,0001***		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

## Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos de Largo Plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 19 v/s 28			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	31	23	703
Post ICR	28	38	1067
Z	-3,528		
p-Value	0,0004***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	24	19	461
Post ICR	33	36	1192
Z	-3,846		
p-Value	0,0001***		
Trimestre 19 v/s 30			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	32	28	880
Post ICR	35	40	1394
Z	-2,611		
p-Value	0,009***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	28	32	882
Post ICR	34	32	1071
Z	-3,690		
p-Value	0,0002***		

**Tablas test de WMW Bonos de largo plazo no clasificados por ICR.**

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos no clasificados por ICR

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 23			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	3	2	6
Post ICR	6	8	45
Z	-2,0870		
p-Value	0,0369**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	5	5	23
Post ICR	7	8	55
Z	-1,6310		
p-Value	0,100*		
Trimestre 21 v/s 24			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	12	8	93
Post ICR	4	11	43
Z	-1,193		
p-Value	0,2328		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	7	5	36
Post ICR	7	10	69
Z	-2,184		
p-Value	0,0290**		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos no clasificados por ICR

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 25			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	22	15	334
Post ICR	7	14	101
Z	0,0240		
p-Value	0,8226		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	9	7	67
Post ICR	10	12	124
Z	-1,963		
p-Value	0,0496**		
Trimestre 21 v/s 26			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	26	17	453
Post ICR	10	21	213
Z	-1,039		
p-Value	0,2988		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	9	7	67
Post ICR	11	13	144
Z	-2,178		
p-Value	0,0294**		

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos no clasificados por ICR

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 27			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	28	19	530
Post ICR	12	24	290
Z	-1,358		
p-Value	0,1744		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	9	8	68
Post ICR	14	15	209
Z	-2,593		
p-Value	0,0095***		
Trimestre 21 v/s 29			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	29	21	606
Post ICR	20	31	619
Z	-2,497		
p-Value	0,0125**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	11	9	102
Post ICR	20	20	394
Z	-3,206		
p-Value	0,0013***		

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos no clasificados por ICR

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 28			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	28	20	567
Post ICR	18	29	514
Z	-2,117		
p-Value	0,0343**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	11	9	98
Post ICR	19	19	368
Z	-3,283		
p-Value	0,001***		
Trimestre 21 v/s 30			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	29	24	688
Post ICR	23	30	691
Z	-1,532		
p-Value	0,1255		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	15	13	188
Post ICR	20	22	442
Z	-2,829		
p-Value	0,0047***		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos no clasificados por ICR

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 23			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	6	4	22
Post ICR	3	8	23
Z	-2,110		
p-Value	0,0349**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	6	7	44
Post ICR	10	9	93
Z	0		
p-Value	0,3809		
Trimestre 20 v/s 24			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	15	9	137
Post ICR	4	14	54
Z	-1,379		
p-Value	0,168		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	8	7	52
Post ICR	10	12	120
Z	-2,232		
p-Value	0,0256**		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos no clasificados por ICR

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 25			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	25	16	411
Post ICR	7	17	117
Z	-0,073		
p-Value	0,9416		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	10	9	87
Post ICR	13	15	189
Z	-2,089		
p-Value	0,0367**		
Trimestre 20 v/s 26			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	29	19	542
Post ICR	10	24	238
Z	-1,270		
p-Value	0,204		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	10	9	87
Post ICR	14	15	213
Z	-2,270		
p-Value	0,0232**		

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos no clasificados por ICR

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 27			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	31	20	625
Post ICR	12	27	321
Z	-1,600		
p-Value	0,1097		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	10	9	88
Post ICR	17	17	290
Z	-2.652		
p-Value	0,008***		
Trimestre 20 v/s 29			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	32	22	705
Post ICR	20	34	673
Z	-2,760		
p-Value	0,0058***		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	12	11	127
Post ICR	23	22	503
Z	-3,223		
p-Value	0,0013***		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos no clasificados por ICR

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 28			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	31	21	663
Post ICR	18	31	562
Z	-2,287		
p-Value	0,0170**		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	12	10	122
Post ICR	22	22	473
Z	-3,292		
p-Value	0,001***		
Trimestre 20 v/s 30			
Panel A: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	32	25	790
Post ICR	23	33	751
Z	-1,451		
p-Value	0,0632*		
Panel B: Servicios			
Pre ICR	16	14	221
Post ICR	23	24	559
Z	-2,912		
p-Value	0,0036***		



Anexo 2: Tablas test WMW bonos de corto plazo

Tabla

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos corto plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 23			
Pre ICR	12	10	115
Post ICR	6	9	56
Estadístico			
Z	2,6360	0,094	
p-Value	0,9248		
Trimestre 21 v/s 25			
Pre ICR	20	15	297
Post ICR	8	14	109
Estadístico			
Z	0,3590		
p-Value	0,7194		
Trimestre 21 v/s 27			
Pre ICR	12	10	115
Post ICR	6	9	56
Estadístico			
Z	0,0950		
p-Value	0,9300		

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos corto plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 21 v/s 24			
Pre ICR	8	6	50
Post ICR	4	7	28
Estadístico			
Z	-0,3460		
p-Value	0,7295		
Trimestre 21 v/s 26			
Pre ICR	20	15	294
Post ICR	8	14	112
Estadístico			
Z	0,2050		
p-Value	0,8375		
Trimestre 21 v/s 28			
Pre ICR	29	20	587
Post ICR	13	24	316
Estadístico			
Z	-1,0060		
p-Value	0,3146		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos corto plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 23			
Pre ICR	9	9	82
Post ICR	7	8	54
Estadístico			
Z	0,5950		
p-Value	0,5521		
Trimestre 20 v/s 25			
Pre ICR	23	18	412
Post ICR	11	17	183
Estadístico			
Z	0,3530		
p-Value	0,7244		
Trimestre 20 v/s 27			
Pre ICR	26	19	505
Post ICR	13	21	276
Estadístico			
Z	-0,4670		
p-Value	0,6400		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos corto plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 20 v/s 24			
Pre ICR	15	13	189
Post ICR	9	12	112
Estadístico			
Z	0,0600		
p-Value	0,9521		
Trimestre 20 v/s 26			
Pre ICR	23	18	409
Post ICR	11	17	186
Estadístico			
Z	0,2410		
p-Value	0,8095		
Trimestre 20 v/s 28			
Pre ICR	32	23	740
Post ICR	16	27	436
Estadístico			
Z	-0,9730		
p-Value	0,0331		

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos corto plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 19 v/s 23			
Pre ICR	17	15	253
Post ICR	13	16	212
Estadístico			
Z	-0,4450		
p-Value	0,6563		
Trimestre 19 v/s 25			
Pre ICR	31	24	744
Post ICR	17	25	433
Estadístico			
Z	-0,3470		
p-Value	0,7286		
Trimestre 19 v/s 27			
Pre ICR	34	25	858
Post ICR	19	30	573
Estadístico			
Z	-1,1210		
p-Value	0,2625		

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Bonos corto plazo

Sub muestra	N°obs	Ranking medio	Suma de rankings
Trimestre 19 v/s 24			
Pre ICR	23	19	427
Post ICR	15	21	314
Estadístico			
Z	-0,6460		
p-Value	0,5184		
Trimestre 19 v/s 26			
Pre ICR	31	24	736
Post ICR	17	26	441
Estadístico			
Z	-0,5200		
p-Value	0,6033		
Trimestre 19 v/s 28			
Pre ICR	40	29	1159
Post ICR	22	36	794
Estadístico			
Z	-1,4960		
p-Value	0,1347		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

Anexo 3: Resultado test WMW para primeras emisiones

Resultados de test de Wilcoxon Mann-Whitney: Primeras emisiones

Sub muestra	Número de observaciones	Ranking medio	Suma de rankings
Panel A: Toda la muestra			
Pre ICR	208	202	41950
Post ICR	168	172	28926
Estadístico			
Z	2,6360		
p-Value	0,0084***		
Panel B: Manufactura y Extracción			
Pre ICR	106	119	12651
Post ICR	95	81	7650
Estadístico			
Z	4,772		
p-Value	0,0000***		
Panel C: Servicios			
Pre ICR	102	85	8660
Post ICR	73	92	6741
Estadístico			
Z	-0,965		
p-Value	0,3346		

Nota: \*\*\* al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%

