



SUPERINTENDENCIA
VALORES Y SEGUROS

Serie Documentos de Trabajo

Superintendencia de Valores y Seguros
Santiago – Chile

Documento de Trabajo N° 2

Rendimiento de Ofertas Públicas Iniciales de Acciones en Chile: Evidencia Empírica entre 1994 y 2007

Guillermo Yáñez & Carlos Maquieira

Mayo 2009



La Serie Documentos de Trabajo publicada por la Superintendencia de Valores y Seguros tiene como propósito difundir trabajos de investigación aplicada, desarrollados por profesionales de esta institución o delegados a investigadores externos, académicos y participantes del mercado. De esta manera, nos comprometemos a abrir un espacio para la discusión académica de temas relevantes para el desarrollo y perfeccionamiento de los mercados de Valores y Seguros.

Los trabajos presentados en esta serie corresponden a versiones en progreso, donde serán bienvenidos comentarios adicionales. Toda la información contenida en éstos, así como su análisis y conclusiones, es de exclusiva responsabilidad de su (s) autor (es) y no reflejan necesariamente la opinión de la Superintendencia de Valores y Seguros.

The main objective of the Working Paper Series published by the Superintendence of Securities and Insurance is to share applied research studies, conducted by our staff or entrusted to outside researchers, with scholars and market participants. Thus, we are committed to open a space for academic discussion on relevant topics for the development and improvement of the securities and insurance markets.

The papers included in these series are work in progress and further comments are mostly welcomed. All the information, as well as the analysis and conclusions of these papers, are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the opinion of the Superintendence of Securities and Insurance.

Documentos de Trabajo
Superintendencia de Valores y Seguros, Santiago-Chile
Avda. Lib. Bernardo O'Higgins 1449
www.svs.cl

Rendimiento de Ofertas Públicas Iniciales de Acciones en Chile: Evidencia Empírica entre 1994 y 2007.

by

Guillermo Yáñez & Carlos Maquieira

Superintendencia de Valores y Seguros

Abstract

Este estudio presenta una medición y análisis del rendimiento de las ofertas públicas iniciales (IPO) en Chile en el período 1994-2007 siguiendo una metodología alternativa a aquella propuesta por Aggarwal, Leal y Hernandez (1993) en la década del ochenta. Utilizando información de serie de tiempo, proponemos ampliar las técnicas tradicionales de medición de retornos anormales tras IPO al uso de modelos de varianza condicional heterocedástica. Puntualmente, proponemos determinar la varianza condicional mediante el uso de una estructura GARCH-in-Mean y VECM popularizadas por Engle (1987) y Bollerslev, Engle & Wooldridge (1988), respectivamente. Los resultados obtenidos indican que Chile presenta rendimientos a corto plazo post-IPO menores a la mayoría de los estudios internacionales y retornos a largo plazo

significativamente positivos, lo que contrasta con la hipótesis de retornos anormales negativos a largo plazo discutida en Ritter & Welch (1992), Jain & Kini (1994) y Aggarwal & Liu (2008), entre otros. La primera sección presenta la motivación y revisión de literatura. La segunda sección presenta estadísticas de IPO en Chile y su relación con las hipótesis tradicionales para este tipo de operaciones según lo descrito por Ritter (1998). La tercera sección presenta los resultados y finalmente, se incluyen conclusiones y recomendaciones.

Correspondencia a: gyanez@svs.cl

Palabras clave: IPO, Oferta Pública Inicial, Emisión de acciones

Códigos JEL

G3 - Corporate Finance and Governance.

G12 - Asset Pricing; Trading volume.

1 Introducción.

Esta investigación examina el comportamiento de corto plazo y largo plazo de los retornos asociados a los IPOs en Chile en el período 1994 -2007. Inicialmente, se comparan los resultados de esta nueva muestra con aquellos obtenidos por Aggarwal, Leal y Hernandez[3] (2003) que se focalizó en las operaciones realizadas en Chile, Brasil y México en la década de los ochenta. Posteriormente, se sugieren métodos

alternativos, útiles y novedosos de estimación de retornos anormales. Estos métodos se encuentran en la familia de los GARCH multivariados. Los resultados de este estudio contrastan con la evidencia internacional sintetizada en Ritter[46] (1998), Ritter & Welch[48] (2002) y Jain & Kini[28] (1994), entre otros. Particularmente, en el caso de Chile no se observan retornos anormales de corto plazo tan elevados como en el mundo desarrollado pero a largo plazo sí se observa un rendimiento anormal positivo, en tanto que la evidencia internacional ha encontrado principalmente retorno anormal negativo en un horizonte mayor.

Initial Public Offering (IPO) u Oferta Pública Inicial ha sido una estrategia de particular interés en muchas economías para satisfacer las necesidades de financiamiento. El comportamiento empírico observado previamente en mercados desarrollados ha sido que las aperturas a Bolsa, mediante IPO, han ofrecido inicialmente elevadas rentabilidades derivadas de un importante descuento en el precio, conocido como *underpricing*. Esto se representa por altos retornos iniciales para el primer día de apertura, originado a partir de la diferencia producida entre el precio de oferta de las acciones en su colocación y el precio que se observa el primer día de transacción en el mercado secundario. Por ejemplo, Ritter (1998) asegura que el retorno en el primer día de transacción ajustado por riesgo alcanza un 16% en Estados Unidos (En este estudio mostraremos que en el caso chileno ello resulta sustancialmente más bajo). Por su parte, los retornos a largo plazo suelen ser negativos, lo que evidenciaría un

exceso de optimismo inicial en este tipo de operaciones (en Chile, mostraremos que resulta en promedio lo contrario). En la literatura a nivel internacional se han investigado diversas anomalías tales como: a) hot issues: período durante el cual un gran número de firmas deciden hacer un IPO de sus acciones. Este período también se conoce como Burbuja Especulativa, ya que permite a las empresas financiarse con emisión de acciones cuando tienen expectativas de hacerlo a un menor costo. Algunos autores asocian estos períodos al Market Timing de las empresas y b) bajo desempeño de las IPO en el largo plazo: en períodos más extensos las acciones de las IPO's obtienen resultados que en promedio resultan ser una mala inversión en comparación a resultados obtenidos si se invirtiera en índices de mercado o en empresas de igual tamaño y sector.

Los estudios anteriores han sido consistentes con la idea de underpricing, esto es, las acciones de empresas que se han abierto a Bolsa han sido ofrecidas a los inversionistas a un precio considerablemente inferior al precio al que se han negociado posteriormente en el mercado de valores, midiendo generalmente esta anomalía desde el precio de la oferta pública hasta el precio de cierre del primer día de cotización. Ibbotson & Jaffe[27] (1975) muestran que los retornos iniciales tienen una distribución muy asimétrica, con media positiva y mediana cercana a cero. Ritter (1998) también confirma este resultado, analizando el mercado norteamericano.

Por otro lado, donde se han hecho mayores avances es en lo referido al fenómeno del

underpricing, donde la asimetría de información es una de sus explicaciones. En efecto, es importante notar que algunas teorías le atribuyen a las empresas un mayor manejo de información con respecto al verdadero valor de la firma que los inversionistas. Por lo tanto, se observa que sólo las firmas que son inferiores al promedio van a emitir acciones al precio promedio. Grinblatt y Hwang[25] (1989), sugieren que para distinguirse, las firmas que son mejores al promedio pueden emitir una señal que es costosa y, por lo tanto, no pueden ser imitadas por firmas de menor valor. Esta señal puede ser la venta de sus acciones con un descuento a muy corto plazo. Lo anterior, según Welch[52] (1989), puede ser recuperado en emisiones posteriores a la IPO, incluyendo también una baja en el costo de financiamiento vía deuda. Sin embargo, como argumenta Ritter[46] (1998), no queda claro por qué el underpricing es una señal más eficiente que cualquier otra.

En otras teorías de asimetría, se destaca que los inversionistas están mejor informados que el emisor respecto a la demanda de acciones. Así, si todos los inversionistas tuvieran la misma información, sólo se observarían emisiones con precios menores al verdadero valor. Sin embargo, en la realidad también se ven emisiones sobrevaluadas, y resulta difícil aceptar el supuesto de que todos los inversionistas estén igualmente informados. Para inversionistas que cuentan con distinta información, Rock (1989) propone que existe el underpricing para evitar un Winner's Curse o maldición del ganador, según la cual existen inversionistas informados que participan solamente de

algunas ofertas, e inversionistas no informados que participan indiscriminadamente de todas las emisiones. El Book Building es un mecanismo que permite a los inversionistas no informados adjudicarse una subasta en la medida que la acción esté sobrevaluada, llamado Winner's Curse, ya que sólo se gana la subasta cuando la acción está sobrevaluada. Rock argumenta que los bancos de inversión tienen interés en mantener a los inversionistas no informados dentro del mercado y, por lo tanto, ofrecen un descuento que los compensa por esa desventaja.

Otra teoría, denominada Cascada, supone que los inversionistas observan el comportamiento de otros inversionistas para decidir si comprarán o no, aspecto que si es advertido por los underwriters puede generar una Cascada Positiva y asegurar una colocación exitosa si se fija un precio bajo.

En este sentido, un aspecto que se puede destacar de la teoría de asimetría de información, es que el grado de underpricing es función creciente de la asimetría de información.

Entre las teorías de información asimétrica se destaca la postura de Tinic[50] (1988), en la que el underpricing funciona como mecanismo de protección contra futuras acciones legales contra emisores y underwriters. Tinic analiza el underpricing antes y después de la aparición de una norma que aumenta la responsabilidad y enjuiciabilidad de los emisores, y encuentra diferencias estadísticamente significativas entre los dos períodos. Kerins, Kutsuna, et.al[31] (2007) realizan un estudio para el

mercado japonés y encuentran que la evidencia de underpricing es más consistente con la teoría de un contrato implícito relacionado con el riesgo de la mala estimación del precio de oferta. En este caso el underwriter prefiere establecer un precio mínimo para minimizar su riesgo de pérdida y participar de los beneficios de tener un mejor precio la acción posterior a la oferta inicial.

Por otro lado, algunos autores han propuesto que el underpricing se debe a condiciones inadecuadas de monitoreo que generan incentivos perversos para que los administradores subvaloren las acciones. Sin embargo, la evidencia empírica más reciente como la obtenida por Arugaslan, Cook et.al.[8] (2004) no corrobora esta hipótesis.

Respecto al método de Rentabilidades Anormales Acumuladas (CAR) y al de Retornos por Tenencia en el Largo Plazo (HPR), Barber y Lyon[9] (1997), Lyon (1999) y Fama (1998), analizan las alternativas utilizadas para la medición de las rentabilidades anormales, pero no obtienen una conclusión única con respecto al método preferido. Algunos de estos trabajos, como Fama (1998), justifican la utilización del CAR, dado que existe un mayor conocimiento de las propiedades de la distribución de éstos y de los test estadísticos empleados. Así, Brav[15] (2000) constata que la rentabilidad anormal, como diferencia entre la rentabilidad de una estrategia de comprar y mantener acciones de IPO's durante un período determinado y, la rentabilidad de una estrategia similar realizada sobre una inversión alternativa, tiende a sobreestimar el bajo desempeño a largo plazo de las IPO's. Sin embargo, Barber y Lyon[9]

(1997) destacan la ventaja del HPR para medir la experiencia del inversionista, ya que la utilización de rentabilidades mensuales acumuladas no mide adecuadamente la rentabilidad obtenida al mantener un título por un largo período de tiempo. Según estos autores, la rentabilidad obtenida por un inversionista en el largo plazo, es mejor aproximada por la capitalización compuesta de rentabilidades simples a corto plazo, constatando además que rentabilidades anormales acumuladas son un predictor sesgado del HPR.

En cuanto a la elección de un grupo de control o benchmark, Barber y Lyon (1997) constatan que la utilización de carteras compuestas por empresas de similar tamaño y ratio Valor Libro / Valor de Mercado de los fondos propios, producen test estadísticos bien especificados. Además, los test estadísticos observan sesgos significativos cuando las rentabilidades anormales son estimadas utilizando una cartera de referencia, como por ejemplo un índice de mercado. En este análisis se utilizó el IGPA como grupo de control, sin embargo, en el Modelo de Tres Factores es posible inferir la rentabilidad anormal a partir de la rentabilidad excesiva sobre el IGPA como también sobre carteras basadas en el tamaño y ratio Valor Libro / Valor de Mercado.

Tal como señala Fama (1998), todos los métodos utilizados para la estimación de rentabilidades anormales están sujetos a problemas derivados de la mala especificación de los modelos y ningún método es capaz de minimizar esos problemas para toda clase de eventos. Incluso, en modelos como el Tres Factores de Fama y French, y los

que utilizan diversos grupos de control, se da lugar a diferentes estimaciones de las rentabilidades anormales (Fama 1998). Por este motivo, en esta investigación se ha optado por medir el desempeño de las IPO's por los métodos clásicos (CAR y HPR), y además, incorporar al análisis la posibilidad de betas dinámicos.

En el caso de Chile, Aggarwal, Hernández y Leal[3] (1993) analizan esta anomalía. Su muestra correspondió a 19 IPO's efectuadas durante el período 1982 – 1990, arrojando un underpricing de 16.3%¹. Además, se analizó el bajo rendimiento a largo plazo de 28 IPO's efectuadas durante el mismo período, considerando una ventana de 3 años, reportando una rentabilidad anormal de -23.7%. Ambas conclusiones se encuentran entre los rangos que establece la evidencia internacional reportada por estudios como el de Loughran, Ritter y Rydqvist (1994), quienes encuentran distintos grados de underpricing, y bajo rendimiento a largo plazo, para 38 países. No obstante, en el presente estudio, encontramos evidencia que va en favor de lo contrario a lo planteado por Aggarwal et.al (1993).

Maquieira (2004) por su lado analiza el comportamiento de las IPO's ocurridas en Chile durante la década de los noventa, por cuanto un gran porcentaje de empresas que se abrieron a Bolsa en ese período perdieron gran parte del valor de sus acciones. Para evaluar la rentabilidad anormal que pudo o no haberse generado se examinó el período 1993 – 2000, donde se concentró el mayor número de IPO's en el mercado accionario

¹Aunque la significancia estadística no es del todo convincente.

chileno. Se utilizaron tres métodos para analizar y corroborar el comportamiento que presentaron las IPO's en el período de estudio: Cumulative Adjusted Returns (CAR), Holding Period Returns o Buy And Hold Return (HPR), y el Modelo de Tres Factores de Fama y French. Los resultados obtenidos ante la pérdida de valor que experimentaron casi dos tercios de las acciones de empresas que se abrieron a Bolsa, durante el período en estudio, dependen de la metodología utilizada para realizar los diferentes test.

2 Las IPO en Chile: Una visión comparativa.

En esta sección presentamos una visión comparativa de las IPO en Chile, de manera de tener una primera aproximación empírica de lo que ha sido la evolución de este tipo de operaciones durante la década del noventa y 2000.

Tomando como referencia los resultados de; “IPO Insights: Comparing Global Stock Exchanges” (Ernst & Young, 2007), agregamos adicionalmente las siguientes bolsas de la región:

- Bolsa de Sao Paulo
- Bolsa de Santiago
- Bolsa de Mexico

Esto nos permitió establecer como se observa en la tabla 2 que de un total de 3101 operaciones entre 2002 y 2006 para los países seleccionados, Santiago sólo representa 14 operaciones. Esta tabla nos permite verificar la relativamente baja actividad que ofrece el mercado local, siendo las IPO en este período apenas un 5,8% de las empresas listadas.

| STOCK EXCHANGE | Nº IPOs _(2002-2006) | Nº EMPRESAS LISTADAS (2007) |
|--------------------------------|-----------------------------|------------------------------------|
| London Stock Exchange | 778 | 3307 |
| Australian Securities Exchange | 649 | 1998 |
| NASDAQ | 488 | 3069 |
| Hong Kong Stock Exchange | 236 | 1241 |
| NYSE | 232 | 2297 |
| Singapore Stock Exchange | 217 | 762 |
| Euronext | 169 | 1155 |
| Tokyo Stock Exchange | 105 | 2414 |
| Deutsche Börse | 101 | 866 |
| Sao Paulo Stock Exchange | 100 | 404 |
| Santiago Stock Exchange | 14 | 241 |
| Mexican Exchange | 12 | 367 |
| TOTAL | 3101 | 18121 |

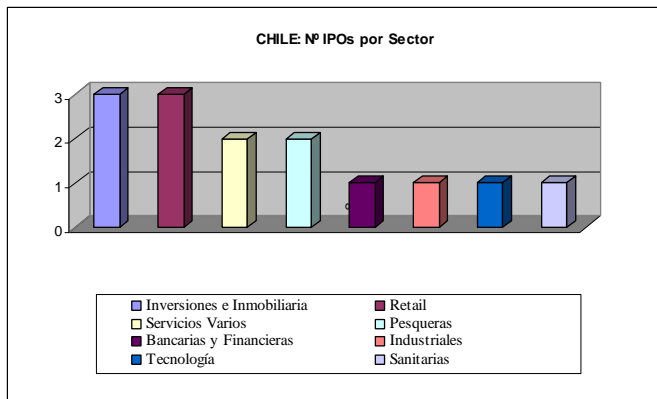
Empresas Listadas v/s Número de IPOs

El cuadro 2 nos muestra el total de IPOs según Sectores Industriales para el mercado nacional. De acuerdo al estudio de Ernst & Young, (2007), en general, los sectores con más IPOs listadas corresponden al sector Financiero, Tecnológico e Industrial.

Al analizar las IPOs de México, Brasil y Chile, se observa que el sector con más IPOs listadas en forma común a dichos mercados corresponde al sector Inmobiliario

e Inversiones.

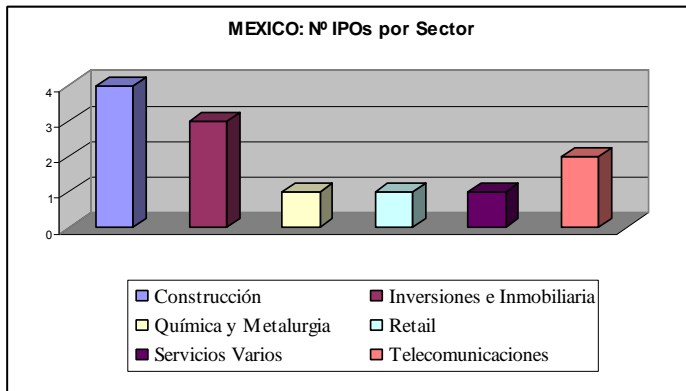
El alza de tasas de interés que se visualiza en la región podría afectar el retorno a mediano plazo de las operaciones más recientes.



IPOs según Sectores Industriales: Chile

(2002-2006)

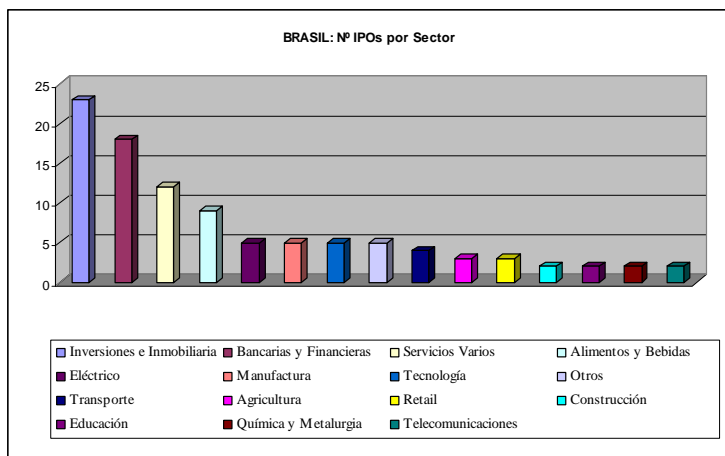
La mayor cantidad de IPOs se concentra en el sector Inmobiliario e Inversiones y en el sector de Retail.



IPOs según Sectores Industriales: México

(2002-2006)

El mayor número de IPOs se concentra en el sector Construcción, seguido por el sector Inmobiliario e Inversiones.



IPOs según Sectores Industriales: Brasil (2002-2006)

La mayor cantidad de IPOs se concentra en el sector Inmobiliario e Inversiones, seguido por el sector Bancario y Financiero.

La tabla 2 indica que el promedio de porcentaje de propiedad emitido en una IPO alcanza a 26% en Chile. Por su parte, Blanco y Negro corresponde a un "outlier" en la muestra con el 100% de propiedad emitida.

| RAZON SOCIAL | PORCENTAJE PROPIEDAD EMITIDO |
|---------------------------------------|-------------------------------------|
| Blanco y Negro S.A. | 100% |
| Sonda S.A. | 26% |
| Socovesa S.A | 25% |
| Sigdo Koppers S.A. | 25% |
| Paz Corp S.A. | 25% |
| Salfacorp S.A. | 25% |
| Corp Banca | 25% |
| Invertec Pesquera Mar de Chiloé S.A. | 23% |
| Comercial Siglo XXI S.A: | 20% |
| Forus S.A. | 20% |
| Ripley Corp S.A. | 15% |
| Multiexport Foods S.A. | 14% |
| Cencosud S.A. | 14% |
| Inversiones Aguas Metropolitanas S.A. | 10% |
| PROMEDIO | 26% |

Porcentaje de Propiedad Emitido: IPOs Empresas

Chilenas (2002-2006)

De acuerdo a lo expuesto por Ritter (1998), las empresas norteamericanas, al hacerse públicas, venden aproximadamente entre el 20% y 40% de su propiedad. Este resultado concuerda plenamente con el caso chileno.

Lo anterior nos permite hacer una conjetura acerca de los problemas de agencia

en IPOs. Primero, reconozcamos que el porcentaje de emisión es relativamente bajo.

Esto tendría dos efectos posibles:

Conjecture 1 *Reducir los costos de emisión para la empresa al no diseminar significativamente la propiedad.*

Conjecture 2 *Entregar una señal al mercado de que los gestores no se están desprendiendo de las acciones.*

La primera conjetura se refiere a que la señal del emisor es a no desprenderse del negocio, lo que se interpreta como el compromiso de seguir en la gestión. Si ocurriese lo contrario, el mercado podría interpretar esta señal como un desprendimiento de la gestión y por lo tanto, un adecuado timing para salir del negocio.

La segunda conjetura opera en sentido contrario. En este caso, los gestores actuales no están dejando el control y por lo tanto, la empresa en cuestión es posible blanco de conflictos de agencia entre los gestores actuales y los nuevos accionistas que no poseen un adecuado conocimiento de la empresa.

Por el lado del endeudamiento, podríamos establecer una constatación y una hipótesis.

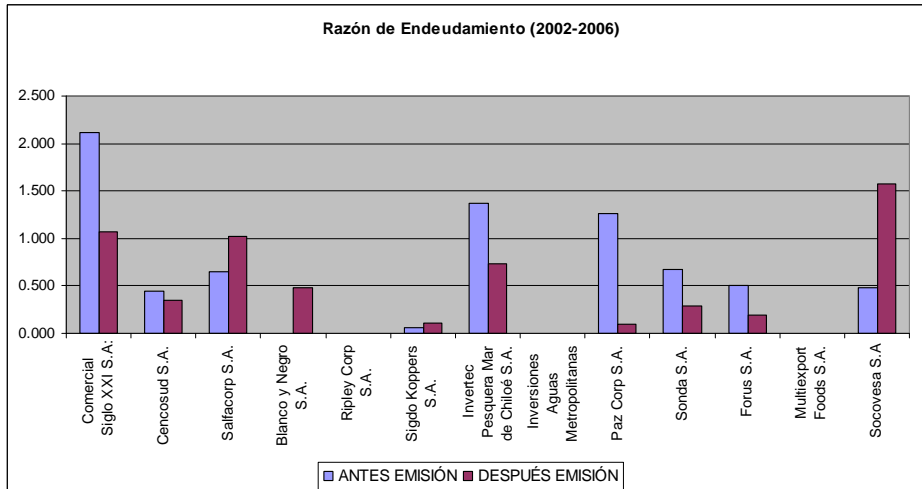
Constatación: La emisión genera de manera natural una reducción del índice de endeudamiento.

Hipótesis: Post IPO, la reducción en el costo de la deuda y el patrimonio (dado esta nueva capitalización) incentiva el financiamiento vía deuda.

Para el primer caso, resulta claro que la emisión reduce el índice de endeudamiento, lo que a su vez disminuye el costo de capital tanto de la deuda como del patrimonio. La hipótesis sería que la empresa debería incrementar su endeudamiento post-IPO, aprovechando las mejores condiciones de mercado y también el hecho de que puede aplicar a sustitutos del crédito bancario, tal como la emisión pública de bonos.

Con el ánimo de verificar visualmente este hipótesis², el siguiente cuadro muestra el ratio de endeudamiento pre y post emisión para una selección de empresas que efectuaron IPOs entre 2002 y 2006. El Índice de endeudamiento está medido 1 año antes de la IPO y al trimestre siguiente a la emisión. No se ve claramente un incremento en el nivel de endeudamiento y aún en el caso de Socovesa, dicho incremento tiene que ver con el mismo plan de financiamiento que generó la propia IPO. Lo que se observa es que el mercado chileno no necesariamente muestra un incremento en el nivel de deuda.

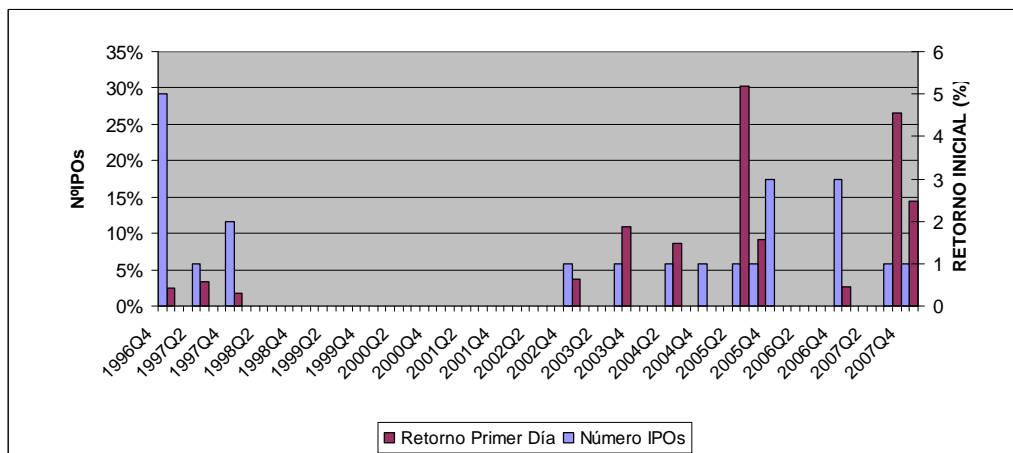
²Un análisis más acabado sobre esta hipótesis va más allá de los objetivos de esta sección.



Ratio de Endeudamiento en Chile : Emisiones entre 2002-2006.

Un patrón comúnmente estudiado en la literatura es el relacionado a la existencia de períodos de altos retornos promedios iniciales de IPOs, seguidos de un considerable aumento en volumen de IPOs, fenómeno conocido como “Hot Issue” (Ritter, 1998).

Al examinar la muestra correspondiente al período 1994-2007 para las IPOs chilenas, se observa que los períodos de alto volumen de IPOs (cuartos trimestres) no se encuentran acompañados de un mayor promedio de retornos iniciales, por lo tanto, la hipótesis sobre la existencia de mercados Hot Issue no es observada para el mercado chileno.

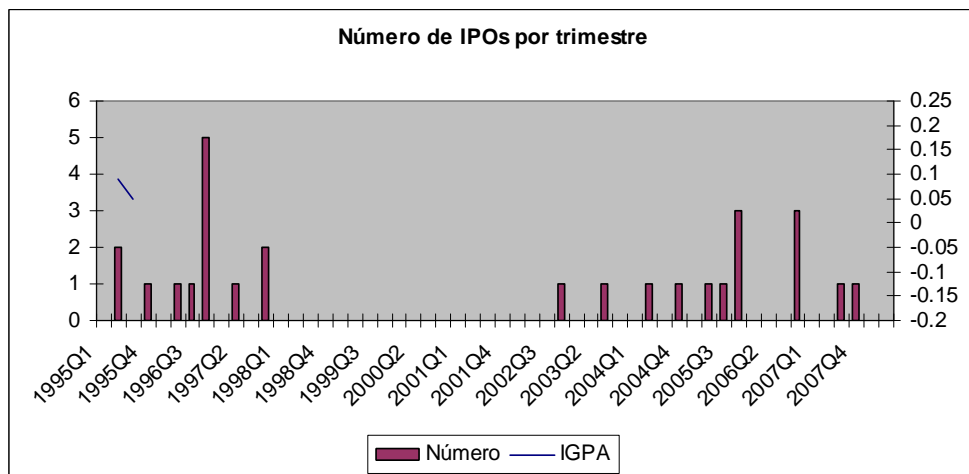


Retornos de Primer Día v/s Volumen IPOs

Tampoco se verifica la hipótesis de Lowry & Schwert (2002) que asegura un cluster tras alto retorno inicial de una IPO. Lo atribuyen a un proceso de aprendizaje (sequential learning) y no a burbujas pero en este caso, ni siquiera es posible distinguir un cluster propiamente tal³.

El siguiente cuadro es similar al anterior pero compara el número de IPOs con el rendimiento del IGPA. Podemos apreciar que en el período tras la crisis asiática, las IPO se redujeron a cero y luego de este período, la moda fue de apenas una operación por año.

³Los tests estadísticos no paramétricos estándares no reportan la existencia de clusters.



Clustering de IPOs

Como se observa en Lowry (2003), el volumen de IPOs es sensible al sentimiento del inversionista (por ejemplo a reducciones en el descuento de los close-end funds). La crisis asiática ha causado un "blackout" de IPOs, lo que probablemente hizo perder momentum.

La siguiente tabla presenta un resultado anecdótico del mercado chileno y se trata de que un 63% de las IPO están concentradas en el cuarto trimestre del año y ninguna tiene lugar en el primer trimestre. Hasta la fecha de este documento no se han encontrado razones económicas para este comportamiento sino que más bien se atribuye a un efecto de "timing". La mayoría de las empresas se toman los dos primeros trimestres del año para estudiar el plan de inversiones y definir la modalidad de fi-

nanciamiento, por lo que entre los meses de octubre y diciembre, suele ser usual que se programen las IPO. De hecho, Hites ya ha anunciado su IPO para fines del presente año 2008.

| Trimestre | Número | Proporción |
|-----------|-----------|-------------|
| q1 | 0 | 0% |
| q2 | 6 | 22% |
| q3 | 4 | 15% |
| q4 | 17 | 63% |
| | 27 | 100% |

Número de IPOs por

trimestre

3 Modelos y metodología.

En esta sección revisaremos la metodología de este estudio y los fundamentos para la selección de los modelos.

Algunos estudios en Cross-section han determinado retorno anormal usando Fama & French[21][22] (1992, 1993), tal como Lowry (2003). Nosotros seguiremos la metodología de series de tiempo más utilizada en la literatura. En la introducción a este documento se presentaron las alternativas para modelar retornos anormales, donde se expusieron las alternativas "buy and hold" y CAR

Consistente con lo propuesto por Fama (1998), usaremos el approach CAR respecto a la alternativa de "buy and hold" de Lyons (1999).

Para la determinación de retornos teóricos, utilizaremos las siguientes alternativas y comentaremos la robustez de cada modelo.

El primer modelo es una réplica de lo realizado por Aggarwal, Leal y Hernandez (2003) para el período 1994-2007. Ello nos permitirá tener una primera aproximación comparativa de los resultados, usando lo que describiremos como modelo 1 (modelo ingenuo).

El segundo modelo corresponde a una especificación GARCH-M para los retornos individuales obtenidos durante la muestra completa. Este modelo (modelo 2) nos permitirá comparar los resultados con el modelo 1 y verificar si la posibilidad de beta dinámico tiene un efecto sobre la significancia de los retornos anormales en el período post-IPO (demostraremos que efectivamente es así).

El tercer modelo es una especificación VECH para un período limpio de empresas correlacionadas con aquella de la IPO. En este caso (modelo 3), nuestro objetivo es verificar si hay cambios sustanciales en los resultados por utilizar una estimación del modelo teórico en un período limpio. Esto es, utilizando una muestra de empresas con una correlación mayor al 50% y en el mismo sector industrial de la empresa que efectuará la IPO. Como lo veremos más adelante, los resultados son cualitativamente los mismos que para el modelo 1 pero cuantitativamente distintos.

El cuarto modelo corresponde a una especificación VECH sectorial obtenida a partir del período muestral completo. En este caso, pretendemos verificar si existe

un efecto relevante de considerar una ventana limpia (modelo 3) o si se utiliza una especificación GARCH multivariada para el período muestral completo como suele verse en la literatura presentada en la primera sección.

La muestra consiste en todas las IPO realizadas en el mercado chileno entre 1994 y 2007. Se obtuvo un total de 29 operaciones, las que fueron incluidas en los modelos según las características requeridas para cada uno. Se excluyeron aquellas operaciones que no tuvieron una presencia bursátil posterior superior al 50% y aquellas que sufrieron modificaciones importantes en la estructura de gobierno como es el caso de fusiones. Para el retorno de mercado, utilizamos el IGPA y todo el análisis se ha concentrado en retornos diarios. Estas series son estacionarias (según se pudo comprobar con los tests estándares ADF, PP y KPSS).

3.1 Modelo 1.

Para el primer modelo, sólo nos limitaremos a reproducir la metodología sugerida por Aggarwal et.al. (1993). Para ello, revisemos brevemente la especificación del modelo. Antes que todo, consideremos que el retorno en tiempo discreto para la empresa $\{i\}$ está dado por la ecuación 1.

$$r_{it} = \left[\frac{P_{it}}{P_{it-1}} - 1 \right] \times 100 \quad (1)$$

A su vez, el retorno neto de mercado está dado por:

$$r_{mt} = \left[\frac{P_{mt}}{P_{mt-1}} - 1 \right] \times 100 \quad (2)$$

Tal como en la especificación de Aggarwal, Leal & Hernandez⁴ (1993), consideraremos un modelo de mercado simple donde $\beta = 1$. El problema de este supuesto es que estamos implícitamente considerando que el sector industrial en cuestión está debidamente representado en el IGPA (lo que no es el caso necesariamente en el mercado chileno) y que la varianza marginal al incorporar esta empresa es igual a la varianza de mercado. Ello, por cierto, es un supuesto fuerte y es la razón por la cuál llamaremos a este modelo el modelo "ingenuo". El retorno anormal de la empresa $\{i\}$ estará dado por:

$$AR_{it} = \left[\frac{1 + r_{it}}{1 + r_{mt}} - 1 \right] \times 100 \quad (3)$$

El retorno anormal acumulado para cada IPO estará calculado por:

$$CAR_{in} = \sum_{t=1}^n AR_{it} \quad (4)$$

⁴Aggarwal, R., I. Lea, et al. (1993). "The Aftermarket Performance of Initial Public Offerings in Latin America." *Financial Management* 22(1).

Donde i representa el emisor y n corresponde al número de días después de la IPO que será considerado como la ventana de evento.

Ahora bien, de manera de calcular el retorno anormal acumulado del mercado, promediamos los CARs de las diferentes IPO, considerando una distribución t-student para los CAR incluidos en la muestra.

$$CAR_n = \frac{\sum_{i=1}^N CAR_{in}}{N} \quad (5)$$

N (mayúscula) corresponde al número de IPO en la muestra.

Calculamos la significancia estadística de los CARs (donde la hipótesis nula es $CAR_n = 0$) según la ecuación siguiente:

$$tstat = \frac{CAR_n}{\sqrt{\frac{V(CAR_n)}{N}}} \quad (6)$$

La ecuación 6 será también utilizada para el cálculo de la significancia estadística en los modelos siguientes⁵.

⁵Asintóticamente, la distribución es normal. A pesar de poder observarse asimetría en la muestra, como efectivamente será el caso, sigue siendo válido referirse a la distribución asintótica para efectos de inferencia.

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|----|-------|---------|-----------|-------|
| 1 día | 27 | 3.10 | 0.69 | 6.47 | 2.48* |
| 1 mes (30 días) | 27 | 4.49 | 2.54 | 8.59 | 2.72* |
| 2 meses (60 días) | 27 | 8.76 | 5.08 | 14.52 | 3.13* |
| 3 meses (90 días) | 27 | 12.87 | 9.88 | 17.32 | 3.86* |
| 1 año (360 días) | 27 | 33.22 | 25.54 | 40.32 | 4.28* |
| 2 años (720 días) | 27 | 57.80 | 63.46 | 55.73 | 5.39* |
| 3 años (1080 días) | 27 | 97.84 | 86.69 | 68.29 | 7.44* |

Resultado 1: Réplica del modelo de Aggarwal et.al. (1993) para la
nueva muestra.

* Significativo al 5%.

Llama la atención el retorno anormal positivo observado a largo plazo, tanto por su magnitud como signo ya que contradice la mayoría de los resultados obtenidos anteriormente. Lo cierto es que en apariencia (si es que el modelo 1 es válido), habría una clara subestimación de las IPO a corto plazo y la inversión en estas empresas listadas recientemente sería una buena "apuesta" a un horizonte más largo. La tendencia para las IPO más recientes de la muestra, probablemente revierta esta tendencia ya que están en su mayoría relacionadas al sector inmobiliario y retail. La tendencia al alza en tasas de interés, mayor inflación esperada y posible menor crecimiento del gasto podrían evidenciar retornos a largo plazo más bajos para los años que vienen.

Como vimos en la introducción de este documento, Ritter (1998) encontró retorno anormal negativo a largo plazo utilizando una muestra de IPOs norteamericanas. No

obstante, lo que encontramos para Chile es que las IPO no están sobrevaluadas a corto plazo tal como lo expresó Zheng⁶ (2007), quien argumentó que al utilizar métricas comparativas con el sector industrial en que se encuentra la empresa, no habría tal retorno anormal negativo. En este caso, no sólo no hay retorno anormal negativo sino que significativamente positivo. Veamos a continuación si este resultado se mantiene con métodos alternativos de evaluación.

3.2 Modelo 2.

El segundo modelo corresponde a una especificación GARCH in Mean según los descrito en las ecuaciones 7 y 8. Se trata en particular de una especificación GARCH-M(1) en la que se incluye la varianza condicional en la ecuación de media. El parámetro β_2 incorpora el efecto del premio por riesgo que varía en el tiempo al considerar la heterocedasticidad de la serie.

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rm_t + \beta_2 h_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (8)$$

Para este modelo y los siguientes, el algoritmo utilizado de convergencia de la función de verosimilitud es BHHH. Se utilizaron criterios estándar de información

⁶Zheng, S. X. (2007). "Are IPOs really overpriced?" Journal of Empirical Finance 14(3): 287-309.

(Akaike y Schwarz) para la determinación del orden de los modelos, privilegiando una estructura parsimoniosa.

Para el modelo GARCH-M(1) de las ecuaciones 7 y 8, sólo estimaremos el retorno anormal del primer día (after-market). La razón es que en este caso, estamos considerando la muestra completa y por construcción del modelo, la esperanza incondicional del residuo es cero, de modo que a largo plazo no tiene sentido esperar observar retorno anormal pero a corto plazo sí.

Los resultados del modelo 2 (GARCH-M) se exponen a continuación:

| | Socovesa | Quinenc | Salfacorp | SK | Paz |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Constant | -0.002064 | -0.00095 | -0.000419 | 0.002837 | 0.007276 |
| | -0.381547 | -1.998698 | -0.666993 | 1.542655 | 1.746074 |
| GARCH | -0.002307 | 2.645546 | 2.54263 | -16.58486 | -15.13535 |
| | -0.000316 | 4.936804 | 1.422401 | -1.760387 | -1.560302 |
| IGPA | 1.737833 | 1.199376 | 0.691529 | 0.789846 | 0.505603 |
| | 5.23699 | 37.20493 | 12.99303 | 12.30183 | 4.81606 |
| Var.Constant | 0.000349 | 0.000366 | 0.000178 | 0.000156 | 0.000361 |
| | 4.487253 | 83.65928 | 27.48557 | 25.41424 | 25.2791 |
| SQ Residuals | 0.614848 | 0.358751 | 0.564211 | 0.195345 | 0.180382 |
| | 1.948759 | 15.66438 | 10.19258 | 3.75814 | 2.257253 |
| DW | 1.787837 | 2.520479 | 2.173008 | 2.508031 | 2.341413 |
| | Fasa | Paris | Falab | DyS | Lapolar |
| Constant | -0.002769 | 0.002381 | 0.001743 | -0.001974 | 0.001126 |
| | -5.510253 | 3.755936 | 4.301165 | -5.017044 | 1.284799 |
| GARCH | 13.14796 | -6.472406 | -6.320087 | 4.589203 | -1.654353 |
| | 8.06397 | -5.16344 | -4.652436 | 5.85332 | -0.419668 |
| IGPA | 0.450544 | 1.351132 | 1.683343 | 1.653448 | 1.33113 |
| | 16.78135 | 38.51106 | 67.6806 | 68.43938 | 24.73632 |
| Var.Constant | 0.000191 | 0.000309 | 0.000195 | 0.000268 | 0.000152 |
| | 54.53297 | 73.18706 | 50.54478 | 70.29657 | 30.67621 |
| SQ Residuals | 0.338826 | 0.248991 | 0.302386 | 0.346142 | 0.29197 |
| | 12.99387 | 12.27454 | 14.76708 | 16.74168 | 7.456338 |
| DW | 2.272252 | 2.423505 | 2.32955 | 2.346869 | 2.223047 |

| | embonoa | Forus | Cencosud | Colo_b | Ripley |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Constant | -0.004535 | 0.044768 | 0.000736 | -0.001509 | 0.00304 |
| | -7.663103 | 1.406339 | 0.703584 | -1.271551 | 1.652791 |
| GARCH | 7.619098 | -119.3278 | -4.01214 | -0.971255 | -16.92374 |
| | 11.68892 | -1.302945 | -0.519397 | -0.467491 | -1.953989 |
| IGPA | 0.087887 | 0.915371 | 1.400486 | 1.005182 | 1.312429 |
| | 1.630441 | 9.767848 | 32.85221 | 11.00153 | 22.15871 |
| Var.Constant | 0.000462 | 0.000344 | 0.000102 | 0.000324 | 0.000168 |
| | 136.7434 | 21.40469 | 19.9182 | 15.74574 | 22.62706 |
| SQ Residuals | 0.42539 | 0.066683 | 0.255611 | 0.500091 | 0.2411 |
| | 13.82416 | 1.2774 | 6.312823 | 7.111278 | 4.52022 |
| DW | 2.220031 | 2.127454 | 2.167489 | 2.329828 | 2.145395 |

| | secur | Santgru | Corpbanco | Corpbanco | Corpbanco |
|--------------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|
| Constant | 0.000403 | 0.000132 | -0.000446 | -0.00072 | -0.00072 |
| | 1.54667 | 0.731008 | -0.571357 | -1.059885 | -1.059885 |
| GARCH | 0.621067 | 0.581102 | 0.341479 | 3.526867 | 3.526867 |
| | 3.111918 | 46.36142 | 0.054214 | 0.631177 | 0.631177 |
| IGPA | 0.657638 | 0.085965 | 0.937212 | 0.898616 | 0.898616 |
| | 24.48047 | 8.84822 | 28.26315 | 29.1068 | 29.1068 |
| Var.Constant | 0.000256 | 0.000137 | 0.0000905 | 0.0000865 | 0.0000865 |
| | 67.56901 | 189.6348 | 27.42499 | 28.77122 | 28.77122 |
| SQ Residuals | 0.544829 | 3.015161 | 0.302209 | 0.317093 | 0.317093 |
| | 18.1164 | 47.00702 | 6.253206 | 7.104958 | 7.104958 |
| DW | 2.532662 | 1.249275 | 2.37673 | 2.321188 | 2.321188 |

| | Invermar | Multifoo | Multifoo | Sonda | Vapores |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Constant | -0.001797 | -0.005018 | -0.046001 | -0.000306 | -0.00149 |
| | -2.795352 | -3.604627 | -1.388585 | -0.214576 | -4.401046 |
| GARCH | 1.519922 | 8.595334 | 50.81363 | -2.92868 | 4.681106 |
| | 3.092975 | 4.477015 | 1.207827 | -0.637385 | 17.87096 |
| IGPA | 0.736549 | 0.922389 | 0.971049 | 1.148657 | 0.525689 |
| | 7.341447 | 9.28794 | 6.463317 | 16.14441 | 16.37527 |
| Var.Constant | 0.000256 | 0.000174 | 0.000773 | 0.000176 | 0.000376 |
| | 13.6779 | 4.320663 | 19.1684 | 24.42252 | 103.0445 |
| SQ Residuals | 1.235866 | 1.07876 | 0.102213 | 0.296018 | 0.397758 |
| | 11.94031 | 5.090673 | 1.076622 | 4.524873 | 20.06972 |
| DW | 2.114001 | 1.802434 | 2.142636 | 2.122829 | 2.593485 |

| | CGE | iam | cintac | besalco | besalco |
|--------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Constant | 0.000166 | -0.003802 | 0.005715 | -0.000691 | -0.000691 |
| | 0.353029 | -3.485688 | 3.805792 | -2.156273 | -2.156273 |
| GARCH | 0.023082 | 22.20565 | -10.68793 | 2.631399 | 2.631399 |
| | 0.017367 | 4.089349 | -4.896043 | 21.81199 | 21.81199 |
| IGPA | 0.777931 | 0.607312 | 1.039795 | 0.429353 | 0.429353 |
| | 29.42189 | 9.919865 | 11.74741 | 15.10559 | 15.10559 |
| Var.Constant | 0.000248 | 0.000151 | 0.000481 | 0.000388 | 0.000388 |
| | 102.2579 | 43.81538 | 59.52408 | 134.8298 | 134.8298 |
| SQ Residuals | 0.29151 | 0.180772 | 0.265944 | 0.490798 | 0.490798 |
| | 15.15574 | 5.299542 | 6.512935 | 24.05007 | 24.05007 |
| DW | 2.605831 | 2.160562 | 2.156433 | 2.279321 | 2.279321 |

Resultados del modelo 2:

Por cierto, lo que llama la atención de este resultado es que el coeficiente β_2 representado en la tabla como GARCH no es estadísticamente positivo para toda la muestra, lo que resulta opuesto a lo esperado como premio por riesgo de activos que debieran mostrar una covarianza positiva con el mercado. Efectivamente, las acciones

suelen moverse en la misma dirección del mercado. Sólo podrían existir argumentos fuertes en favor de otra cosa para Blanco y Negro, puesto que sus flujos dependen de variables no correlacionadas con la economía (e.g., ganar un torneo de fútbol).

| | Socovesa | Quinenc | Salfacorp | SK | Paz | Promedio sectorial |
|-----|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|
| AR1 | 0.144376 | 0.022237 | -0.171434 | 0.002685 | -0.003292 | -0.1% |
| | Fasa | Paris | Falab | DyS | Lapolar | Promedio sectorial |
| AR1 | -0.034477 | 0.002177 | 0.016712 | 0.000969 | -0.076277 | -1.8% |
| | embonoa | Forus | Cencosud | Colo_b | Ripley | Promedio sectorial |
| AR1 | 0.001669 | 0.027769 | 0.011078 | -0.009758 | 0.001224 | 0.6% |
| | secur | Santgru | Corpbanc | | | Promedio sectorial |
| AR1 | -0.044892 | 0.054617 | 0.065081 | | | 2.5% |
| | Invermar | Multifoo | Sonda | | | Promedio sectorial |
| AR1 | 0.01419 | 0.073886 | 0.116679 | | | 6.8% |
| | CGE | iam | cintac | besalco | | Promedio sectorial |
| AR1 | -0.028021 | 0.002489 | 0.043718 | -0.002409 | | 0.4% |

Resultados modelo 2:

En la tabla precedente, observamos que hay diferencia significativas entre sectores industriales. El sector pesquero y financiero presentan retorno anormal el primer día de transacción en el mercado secundario pero no es así para los demás. De hecho, la tabla siguiente no muestra el resultado general y podemos ver que no hay retrno anormal estadísticamente significativo. Ello es evidencia en favor de que con una especificación de beta dinámico no se observa retorno anormal positivo el primer día, lo que contradice lo observado en una especificación estática "ingenua" como el modelo 1. Esto llama a una clara extensión de este artículo que sería efectuar una estimación

de determinación de beta dinámico alternativa (atl como sería el caso usando Kalman filter) y analizar la robustez de este resultado.

| | |
|----------|--------|
| Promedio | 0.9% |
| D.STD. | 5.9% |
| N | 25.00 |
| test-t | 0.7782 |

Resultados modelo

2 (general):

En síntesis, podemos decir que el retorno anormal del primer día encontrado por Aggarwal et.al. (1993) no es confirmado por el modelo 2. La fuerza estadística y las estimaciones por GARCH-M no arrojan tal conclusión. Esto lleva a mostrar la sensibilidad de los resultados al modelo fundamental utilizado.

3.3 Modelo 3.

Este modelo consiste en una estimación por Diagonal VECM para una ventana limpia de estimación (previo a IPO). Como se mencionó anteriormente, se considerarán aquellas acciones que ya transan en el mercado por un período de 2 años previo a la IPO con presencia bursátil superior al 50% y que cuenten con una correlación con la acción sobre la que se hará la IPO superior también al 50%.

Supondremos que la ecuación de media estará dada (para cada empresa) por $R_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rm_t + \varepsilon_t$. Sin embargo, en este caso admitiremos que hay posibles

covarianzas a nivel de los residuos que serán capturadas por la ecuación 9.

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{z}_t \mathbf{H}_t^{1/2} \quad (9)$$

Haremos notar que una especificación VECCH general, tendría la forma siguiente:

$$vech(\mathbf{H}_t) = \mathbf{W} * + \mathbf{A}^* vech(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}') + \mathbf{B}^* vech(\mathbf{H}_{t-1}) \quad (10)$$

No obstante, un modelo de este tipo no es parsimonioso, por lo que se recomienda la especificación alternativa denominada VECCH diagonal (ecuación 11) de Bollerslev, Engle & Wooldridge[13] (1988):

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{W} + \mathbf{A} \odot (\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}') + \mathbf{B} \odot \mathbf{H}_{t-1} \quad (11)$$

Esto significa que cada ecuación de varianza condicional estará dada por $h_{ijt} = \omega_{ij} + \alpha_{ij} \varepsilon_{it-1} \varepsilon_{jt-1} + \delta_{ij} h_{ijt-1}$

En particular, la especificación adoptada es de la forma,

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{W} + \mathbf{A} \odot (\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}')$$

O bien para cada ecuación del vector de covarianza condicional,

$$h_{ijt} = \omega_{ij} + \alpha_{ij} \varepsilon_{it-1} \varepsilon_{jt-1}$$

Con lo anterior, no estamos considerando el componente GARCH sino sólo el ARCH. Ello, bajo criterio de información como se describió anteriormente.

Por cierto, para poder hacer homogables los betas estimados, se efectuará un promedio de los betas estimados para las empresas de la ventana limpia donde adicionalmente, realizaremos un ajuste por diferencias en la estructura de capital (se supondrá idéntica estructura de costos).

Siguiendo el esquema de Modigliani y Miller (1963), asumiremos que el beta de una empresa sin deuda se relaciona de la siguiente manera a una empresa con deuda.

$$\beta_e = \frac{B}{V} \beta_b(1 - tc) + \frac{P}{V} \beta_{pi}$$

Donde β_e , β_b , β_p representan el beta del patrimonio de una empresa sin deuda, el beta de la deuda y el beta del patrimonio de una empresa endeudada, respectivamente. El impuesto a las corporaciones está dado por tc y se cumple por partida doble que el valor de la empresa V es igual al valor de la deuda B más el valor del patrimonio P .

Con lo anterior, resulta trivial demostrar que la diferencia entre el beta del patrimonio de una empresa j y de otra empresa i está dado por la relación:

$$\beta_{pj} - \beta_{pi} = (\beta_e - \beta_b(1 - tc))[(\frac{B}{P})_j - (\frac{B}{P})_i]$$

Asumiremos como supuesto simplificadorio que el término $(\beta_e - \beta_b(1 - tc))$ es igual a 0.5 e igual para todo par de empresas (i,j) tal que $i \neq j$.

De esta forma, para cada estimación de beta el ajuste quedará dado por:

$$\beta_{pj} = \beta_{pi} + 0.5[(\frac{B}{P})_j - (\frac{B}{P})_i].$$

Se eliminaron aquellas empresas para las que no hay suficiente historia en el período pre-IPO (limpio) y aquellas con problemas de convergencia de la función de verosimilitud.

Los resultados generales del modelo se exponen a continuación.

Total muestra

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|----|-------|---------|-----------|------|
| 1 día | 17 | 4.4% | 0.3% | 7.7% | 2.33 |
| 1 mes (30 días) | 17 | 5.2% | 3.2% | 8.5% | 2.49 |
| 2 meses (60 días) | 17 | 6.2% | 2.8% | 14.0% | 1.82 |
| 3 meses (90 días) | 17 | 7.8% | 7.4% | 14.2% | 2.24 |
| 1 año (360 días) | 17 | 26.3% | 25.6% | 25.8% | 4.20 |
| 2 años (720 días) | 17 | 35.1% | 37.2% | 32.7% | 4.42 |
| 3 años (1080 días) | 17 | 59.3% | 70.2% | 53.6% | 4.56 |

Resultados modelo 3 (total muestra):

Estos resultados evidencian, al igual que el modelo de mercado, existe retorno anormal a corto plazo pero de apenas 4,4% respecto a 16% observado en USA [Ritter (1998)].

La mediana acusa ausencia de retornos anormales el primer día. El efecto de la media está en operaciones puntuales y no en una real tendencia central.

Esta asimetría de la distribución es consistente con lo observado por Ibbotson[27] (1975).

A largo plazo, el modelo también acusa retorno anormal positivo tal como fuese el caso en Agarwal et.al. (1993) pero de menor magnitud. Existe retorno anormal positivo en todos los horizontes significativo al 10%.

La siguiente tabla nos muestra los resultados por sectores.

Mall

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|---|-------|---------|-----------|-------|
| 1 día | 4 | 1.7% | 0.0% | 3.9% | 0.90 |
| 1 mes (30 días) | 4 | 0.7% | 0.4% | 3.1% | 0.42 |
| 2 meses (60 días) | 4 | -0.1% | 0.0% | 6.5% | -0.04 |
| 3 meses (90 días) | 4 | 7.3% | 8.9% | 11.4% | 1.29 |
| 1 año (360 días) | 4 | 25.8% | 39.0% | 23.9% | 2.16 |
| 2 años (720 días) | 4 | 34.9% | 37.7% | 16.6% | 4.20 |
| 3 años (1080 días) | 4 | 53.6% | 74.3% | 40.6% | 2.64 |

Retail

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|---|-------|---------|-----------|-------|
| 1 día | 5 | -0.1% | 0.1% | 0.6% | -0.51 |
| 1 mes (30 días) | 5 | 10.7% | 9.1% | 8.4% | 2.85 |
| 2 meses (60 días) | 5 | 18.6% | 14.5% | 13.9% | 3.00 |
| 3 meses (90 días) | 5 | 18.9% | 14.7% | 14.6% | 2.89 |
| 1 año (360 días) | 5 | 44.8% | 38.1% | 26.6% | 3.77 |
| 2 años (720 días) | 5 | 56.3% | 64.3% | 35.5% | 3.54 |
| 3 años (1080 días) | 5 | 86.6% | 118.4% | 66.5% | 2.91 |

Panel A: Resultados modelo 3 (por sectores):

Inversiones

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|---|-------|---------|-----------|-------|
| 1 día | 4 | 5.2% | 2.6% | 7.4% | 1.41 |
| 1 mes (30 días) | 4 | 0.1% | -1.7% | 6.8% | 0.02 |
| 2 meses (60 días) | 4 | -0.7% | -4.0% | 8.8% | -0.15 |
| 3 meses (90 días) | 4 | 1.2% | -0.2% | 12.0% | 0.19 |
| 1 año (360 días) | 4 | 16.8% | 16.0% | 16.3% | 2.06 |
| 2 años (720 días) | 4 | 18.8% | 19.1% | 14.4% | 2.62 |
| 3 años (1080 días) | 4 | 46.4% | 39.8% | 45.1% | 2.06 |

Alimentos, servicios y pesca

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|---|-------|---------|-----------|------|
| 1 día | 3 | 10.9% | 5.2% | 11.2% | 1.68 |
| 1 mes (30 días) | 3 | 9.0% | 5.0% | 9.7% | 1.61 |
| 2 meses (60 días) | 3 | 9.5% | 2.2% | 10.8% | 1.52 |
| 3 meses (90 días) | 3 | 4.6% | 5.5% | 6.6% | 1.20 |
| 1 año (360 días) | 3 | 8.6% | 11.5% | 15.4% | 0.97 |
| 2 años (720 días) | 3 | 14.8% | 14.8% | 43.0% | 0.60 |
| 3 años (1080 días) | 3 | 35.5% | 35.5% | 33.6% | 1.83 |

Panel B: Resultados modelo 3 (por sectores)

Vemos que efectivamente hay diferencias por sectores industriales. Por ejemplo, en alimentos y retail hay un descuento significativo a corto plazo pero no lo es tal en el caso de los mall y el comercio detallista. Sin embargo, a largo plazo se observa retorno anormal positivo de manera transversal.

3.4 Modelo 4.

El modelo anterior pretendía obtener los resultados a partir de un período limpio, lo que por su mayor exigencia, dejó apenas a 17 empresas en la muestra de un total de 29 estudiadas. El modelo 4, consiste en un Diagonal VECM para cada sector industrial en muestra completa, de manera de verificar si hay diferencias sustanciales respecto a la estimación en período limpio. En este caso, se alcanza a un total de 25 empresas.

La especificación del modelo es idéntica a aquella para el modelo 3 y se omiten los resultados de la estimación del modelo teórico (estas están disponibles según requerimiento del lector).

El resultado general se presenta a continuación.

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | Stat |
|--------------------|----|-------|---------|-----------|------|
| 1 día | 25 | 2.2% | 0.2% | 0.06 | 1.73 |
| 1 mes (30 días) | 25 | 3.6% | 0.3% | 0.09 | 2.04 |
| 2 meses (60 días) | 25 | 5.8% | 1.1% | 0.12 | 2.39 |
| 3 meses (90 días) | 25 | 8.6% | 6.4% | 0.16 | 2.70 |
| 1 año (360 días) | 25 | 20.4% | 17.3% | 0.35 | 2.90 |
| 2 años (720 días) | 24 | 35.6% | 28.7% | 0.43 | 4.01 |
| 3 años (1080 días) | 21 | 54.5% | 33.5% | 0.59 | 4.25 |

Resultados modelo 4: General

Los resultados son similares a aquellos obtenidos en el modelo 3, de modo que no se observa sensibilidad notoria a la utilización de una ventana limpia de estimación. Los resultados del primer día son modestos, lo que queda aún más claro al observar la mediana de 0,2%. Una explicación posible radica en el sistema de subastas del mercado local en el que el precio obtenido en el libro llega a transarse al mercado secundario en su equilibrio, lo que no deja un descuento importante especialmente para los inversionistas desinformados. Esto podría inhibir a pequeños inversionistas a participar en el mercado y se explicaría por la inexistencia de una compensación apropiada ante el fenómeno del "winner's curse" descrita en la primera sección.

Los resultados por sector se exponen a continuación.

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|---|-------|---------|-----------|------|
| 1 día | 9 | 1.0% | 0.1% | 0.03 | 1.12 |
| 1 mes (30 días) | 9 | 5.9% | 1.6% | 0.08 | 2.26 |
| 2 meses (60 días) | 9 | 8.1% | 4.5% | 0.14 | 1.75 |
| 3 meses (90 días) | 9 | 11.7% | 9.7% | 0.14 | 2.51 |
| 1 año (360 días) | 9 | 30.6% | 40.6% | 0.30 | 3.11 |
| 2 años (720 días) | 9 | 48.4% | 44.2% | 0.27 | 5.38 |
| 3 años (1080 días) | 8 | 57.6% | 58.6% | 0.44 | 3.71 |

Resultados sector Retail:

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|---|-------|---------|-----------|------|
| 1 día | 5 | 3.5% | 2.1% | 0.08 | 1.02 |
| 1 mes (30 días) | 5 | 3.4% | 0.3% | 0.08 | 0.91 |
| 2 meses (60 días) | 5 | 3.1% | -3.7% | 0.10 | 0.71 |
| 3 meses (90 días) | 5 | 10.1% | 13.1% | 0.20 | 1.14 |
| 1 año (360 días) | 5 | 35.6% | 17.3% | 0.37 | 2.14 |
| 2 años (720 días) | 5 | 45.5% | 23.6% | 0.44 | 2.29 |
| 3 años (1080 días) | 4 | 75.4% | 78.8% | 0.63 | 2.40 |

Resultados sector inmobiliario y

construcción:

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|---|-------|---------|-----------|------|
| 1 día | 4 | 0.5% | 0.2% | 0.01 | 0.67 |
| 1 mes (30 días) | 4 | 0.5% | -0.7% | 0.05 | 0.19 |
| 2 meses (60 días) | 4 | 7.5% | 1.9% | 0.10 | 1.46 |
| 3 meses (90 días) | 4 | 15.1% | 6.0% | 0.18 | 1.68 |
| 1 año (360 días) | 4 | 16.3% | 15.1% | 0.25 | 1.30 |
| 2 años (720 días) | 4 | 41.2% | 39.9% | 0.46 | 1.80 |
| 3 años (1080 días) | 4 | 71.4% | 55.1% | 0.77 | 1.85 |

Resultados sector financiero:

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|---|--------|---------|-----------|-------|
| 1 día | 4 | 0.1% | 0.2% | 0.00 | 0.89 |
| 1 mes (30 días) | 4 | -2.1% | -4.6% | 0.06 | -0.68 |
| 2 meses (60 días) | 4 | 1.2% | -0.3% | 0.09 | 0.28 |
| 3 meses (90 días) | 4 | -4.4% | -7.6% | 0.07 | -1.22 |
| 1 año (360 días) | 4 | -15.5% | -15.7% | 0.32 | -0.98 |
| 2 años (720 días) | 4 | 3.5% | -0.7% | 0.54 | 0.13 |
| 3 años (1080 días) | 3 | 23.5% | 18.5% | 0.51 | 0.79 |

Resultados sector industrial y servicios

| | n | MEDIA | MEDIANA | DESV EST. | T |
|--------------------|---|-------|---------|-----------|------|
| 1 día | 3 | 8.8% | 0.2% | 0.13 | 1.21 |
| 1 mes (30 días) | 3 | 8.5% | 1.0% | 0.13 | 1.17 |
| 2 meses (60 días) | 3 | 7.1% | -2.0% | 0.13 | 0.94 |
| 3 meses (90 días) | 3 | 5.1% | 6.8% | 0.05 | 1.66 |
| 1 año (360 días) | 3 | 18.0% | 9.0% | 0.27 | 1.14 |
| 2 años (720 días) | 2 | 6.1% | 6.1% | 0.24 | 0.35 |
| 3 años (1080 días) | 2 | 12.6% | 12.6% | 0.05 | 3.56 |

Resultados sector alimentos y bebidas

Al igual que en el caso del modelo 3, los resultados son sensibles al sector industrial en cuestión. La novedad en este caso está en el retorno a largo plazo más modesto expresado por el sector industrial, lo que contrasta con retorno anormal positivo de largo plazo obtenido para la generalidad de las empresas en la muestra.

Con los resultados descriptivos de la segunda sección y lo obtenido a partir de los modelos 1,2,3 y 4, presentamos las conclusiones de este estudio.

4 Conclusiones:

A diferencia de la evidencia para países desarrollados, en Chile no se observan retornos anormales a corto plazo comparables. A largo plazo, Chile presenta retorno anormal positivo, lo que contrasta con la evidencia de Ritter & Welch (1992), Jain & Kini (1994) y Aggarwal & Liu (2008).

La estimación por modelos de la familia GARCH multivariada es más robusta que la estimación individual (al considerar las correlaciones entre empresas). Este modelo arroja resultados similares a la especificación de mercado (ALH (1993)). Además,

la utilización de una especificación GARCH-in-Mean o, dicho de otra manera, al incorporar la posibilidad de premio por riesgo variable, desaparece el retorno anormal del primer día.

Sin embargo, la evolución de las tasas de interés y el alza internacional del costo de los insumos podría hacer preveer retornos negativos a largo plazo, lo que disminuiría la fuerza de los resultados encontrados en la muestra hasta 2007.

El porcentaje de propiedad emitido en Chile promedia 26% (en línea con USA), lo que permite preliminarmente descartar problemas de agencia y descuento inicial por esta vía.

63% de las emisiones en Chile se realizan el cuarto trimestre del año (A esto podemos agregar Hites que acaba de anunciar para el Q4). Ninguna se realiza el primer trimestre. Preliminarmente, no existirían motivos tributarios para este comportamiento sino que un natural comportamiento de timing y no sería tampoco atribuible a “hot issue”.

La existencia de una operación importante es relacionada a un bajo monto de prorrata, lo que gatilla que inversionistas retail emitan órdenes de compra en rueda. Cuando éste es el caso, debería generarse una “hot issue”. Sin embargo, en Chile no hay evidencia de “hot issues”, por lo que no se generan burbujas de IPO.

Por su parte, el precio de oferta es cercano al precio de mercado, lo que se explica por el bajo retorno anormal del primer día.

También es posible señalar que la baja actividad de IPOs observada en Chile fue afectada por la crisis asiática. De hecho, entre 1998 y 2001 no hubo emisiones. La ausencia de privatizaciones (a diferencia de la experiencia presente en Brasil) también estaría explicando la relativamente baja actividad.

Finalmente, se confirma la asimetría en los retornos anormales observada por Ibbotson (1975) para el mercado chileno (con media y mediana muy diferentes).

A partir de lo expuesto en este documento, se proponen también algunas extensiones:

Analizar el “winner’s curse” y verificar si altas prorratas llevan a altos retornos iniciales (viceversa). Si no es el caso, ¿explica esto la ausencia de premio inicial?

Analizar los mecanismos de subasta internacionales para ver si las diferencias en retornos se encuentran en el sistema de IPO.

Contrastar estos resultados con la evidencia de una economía con un mercado de capitales similar (Mexico) o en situación de “boom” (Brasil) y ver si son los mismos resultados.

Dada la alta sensibilidad de los resultados al modelo fundamental, probar con estimaciones dinámicas de Beta.

La técnica usual para lo anterior es Kalman filter (tener cuidado con la sensibilidad de estos modelos a los parámetros iniciales).

Es posible también probar estimaciones sobre la base del rendimiento de estrate-

gias “buy and hold” para la medición de retornos de largo plazo.

5 Bibliografía:

References

Abhyankar, A., H.-C. Chen, et al. (2006). "The long-run performance of initial public offerings: Stochastic dominance criteria." *The Quarterly Review of Economics and Finance* 46(4): 620-637.

Agarwal, S., C. Liu, et al. (2008). "Investor demand for IPOs and after-market performance: Evidence from the Hong Kong stock market." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 18(2): 176-190.

Aggarwal, R., I. Leal, et al. (1993). "The Aftermarket Performance of Initial Public Offerings in Latin America." *Financial Management* 22(1).

Alavi, A., P. K. Pham, et al. "Pre-IPO ownership structure and its impact on the IPO process." *Journal of Banking & Finance* In Press, Corrected Proof: 307.

Alexander, L., N. Vikram, et al. (2006). "Hot Markets, Investor Sentiment, and IPO Pricing." *Journal of Business* 79(4): 1667-1702.

Andrew, E. and P. Marco (2003). IPO underpricing and after-market liquidity, Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), University of Salerno, Italy.

Ang, A. and J. Chen (2007). "CAPM over the long run: 1926-2001." *Journal of Empirical Finance* 14(1): 1-40.

Arugaslan, O., D. O. Cook, et al. (2004). "Monitoring as a Motivation for IPO Underpricing." *The Journal of Finance* 59(5): 2403-2420.

Barber, B. M. and J. D. Lyon (1997). "Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics." *Journal of Financial Economics* 43(3): 341-372.

Bartling, B. and A. Park "What determines the level of IPO gross spreads? Underwriter profits and the cost of going public." *International Review of Economics & Finance* In Press, Corrected Proof: 828.

Benninga, S., M. Helmantel, et al. (2005). "The timing of initial public offerings." *Journal of Financial Economics* 75(1): 115-132.

Bollerslev, T. (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity." *Journal of Econometrics* 31(3): 307-327.

Bollerslev, T., R. F. Engle, et al. (1988). "A Capital Asset Pricing Model

with Time-Varying Covariances." *The Journal of Political Economy* 96(1): 116-131.

Brau, J. C., B. Francis, et al. (2003). "The Choice of IPO versus Takeover: Empirical Evidence." *The Journal of Business* 76(4): 583-612.

Brav, A. (2000). "Inference in Long-Horizon Event Studies: A Bayesian Approach with Application to Initial Public Offerings." *The Journal of Finance* 55(5): 1979-2016.

Chahine, S. (2007). "Investor interest, trading volume, and the choice of IPO mechanism in France." *International Review of Financial Analysis* 16(2): 116-135.

Chang, E., C. Chen, et al. (2008). "IPO underpricing in China: New evidence from the primary and secondary markets." *Emerging Markets Review* 9(1): 1-16.

Cochrane, J. H. (2005). "The risk and return of venture capital." *Journal of Financial Economics* 75(1): 3-52.

Cohen, K. J., G. A. Hawawini, et al. (1983). "Friction in the trading process and the estimation of systematic risk." *Journal of Financial Economics* 12(2): 263-278.

Engle, R. F., D. M. Lilien, et al. (1987). "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model." *Econometrica* 55(2): 391-407.

Fama, E. F. and K. R. French (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns." *The Journal of Finance* 47(2): 427-465.

Fama, E. F. and K. R. French (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." *Journal of Financial Economics* 33(1): 3-56.

Fama, E. F. and K. R. French (1997). "Industry costs of equity." *Journal of Financial Economics* 43(2): 153-193.

Fowler, D. J. and C. H. Rorke (1983). "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading : Comment." *Journal of Financial Economics* 12(2): 279-283.

Grinblatt, M. and C. Y. Hwang (1989). "Signalling and the Pricing of New Issues." *The Journal of Finance* 44(2): 393-420.

Ibbotson, R. G. and J. F. Jaffe (1975). "'Hot Issue' Markets." *The Journal of Finance* 30(4): 1027-1042.

Jain, B. A., N. Jayaraman, et al. (2008). "The path-to-profitability of Internet IPO firms." *Journal of Business Venturing* 23(2): 165-194.

Jain, B. A. and O. Kini (1994). "The Post-Issue Operating Performance of IPO Firms." *Journal of Finance* 49(5): 1699-1726.

Ritter, Jay and Welch I. (2002). "A Review of IPO Activity, Pricing, and Allocations." *Journal of Finance* 57(4): 1795-1828.

Campbell, John (2005). *Financial Markets and the Real Economy*, National Bureau of Economic Research, Inc.

Kerins, F., K. Kutsuna, et al. (2007). "Why are IPOs underpriced? Evidence from Japan's hybrid auction-method offerings." *Journal of Financial Economics* 85(3): 637-666.

Kim, W. and M. S. Weisbach (2008). "Motivations for public equity offers: An international perspective." *Journal of Financial Economics* 87(2): 281-307.

Krishnan, C. N. V., A. K. Singh, et al. (2006). "An examination of large sell orders in cold IPO aftermarkets." *Journal of Financial Markets* 9(2): 119-143.

Kutsuna, K. and R. Smith (2004). "Why Does Book Building Drive out Auction Methods of IPO Issuance? Evidence from Japan." *The Review of Financial Studies* 17(4): 1129-1166.

Leite, T. (2007). "Adverse selection, public information, and underpricing in IPOs." *Journal of Corporate Finance* 13(5): 813-828.

Leoni, P. L. "A market microstructure explanation of IPOs underpricing." Economics Letters In Press, Corrected Proof: 828.

Lewellen, J. and S. Nagel (2006). "The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies." Journal of Financial Economics 82(2): 289-314.

Lin, J.-C., Y.-T. Lee, et al. (2007). "IPO auctions and private information." Journal of Banking & Finance 31(5): 1483-1500.

Loughran, T. and J. Ritter (2004). "Why Has IPO Underpricing Changed Over Time?" Financial Management 33(3).

Loughran, T., J. R. Ritter, et al. (1994). "Initial public offerings: International insights." Pacific-Basin Finance Journal 2(2-3): 165-199.

Lowry, M. (2003). "Why does IPO volume fluctuate so much?" Journal of Financial Economics 67(1): 3-40.

Lowry, M. and G. W. Schwert (2002). "IPO Market Cycles: Bubbles or Sequential Learning?" The Journal of Finance 57(3): 1171-1200.

Martell, R. and R. M. Stulz (2003). "Equity-Market Liberalizations as Country IPO's." The American Economic Review 93(2): 97-101.

Neill, J. D., S. B. Perfect, et al. (1999). "The Time-Series Behavior of IPO Betas." Review of Quantitative Finance and Accounting 13(3): 261-76.

Nimalendran, M., J. R. Ritter, et al. (2007). "Do today's trades affect tomorrow's IPO allocations?" *Journal of Financial Economics* 84(1): 87-109.

Ritter, J. (1998). "Initial Public Offerings." Warren Gorham & Lamont; Ringbound edition (November 1998) *Handbook of Modern Finance*, 3rd ed. Base Volume.

Ritter, J. R. (1991). "The Long-run Performance of Initial Public Offerings." *Journal of Finance* 46(1): 3-27.

Ritter, J. R. and I. Welch (2002). "A Review of IPO Activity, Pricing, and Allocations." *The Journal of Finance* 57(4): 1795-1828.

Sébastien, L., Bowens, Luc et al. (2006). "Multivariate GARCH models: a survey." *Journal of Applied Econometrics* 21(1): 79-109.

Tinic, S. M. (1988). "Anatomy of Initial Public Offerings of Common Stock." *The Journal of Finance* 43(4): 789-822.

Torstila, S. (2003). "The Clustering of IPO Gross Spreads: International Evidence." *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38(3): 673-694.

Welch, I. (1989). "Seasoned Offerings, Imitation Costs, and the Underpricing of Initial Public Offerings." *The Journal of Finance* 44(2): 421-449.

Yong, O. (2007). "A review of IPO research in Asia: What's next?" Pacific-Basin Finance Journal 15(3): 253-275.

Zheng, S. X. (2007). "Are IPOs really overpriced?" Journal of Empirical Finance 14(3): 287-309.