

LOS ADRs CHILENOS Y SUS IMPLICANCIAS EN PRECIO Y VARIANZA EN SUS ACTIVOS SUBYACENTES*

FRANCO PARISI**

ABSTRACT

The present paper analyzes the impact of Chilean ADR issues on the price and variance of their underlying securities. The results indicate that the impact of the international issue on the dual listed securities is similar to that suggested in the finance literature. This latter indicates that previous to the international issue, firms do not reveal market segmentation. Also, they are already highly monitored and have a broad access to financing sources. However, the behavior of the portfolio of Chilean dual listed securities shows changes after the international issues, which is explained by the Chilean capital market segmentation.

The impact of the international issue on the variance of Chilean dual listed return is neutral, both in individual firm and in the portfolio of Chilean dual listed securities. This result agrees with those shown by JTS (1993) and Freedman (1986). This means that the excess variance in Chilean stock return is not affected by the ADR issue, indicating that the Chilean capital market reveals structural problems, in addition to the fact that the restriction over the in/out flow operations obstructs the ADRs non-arbitrage mechanism. The normal operation of the latter adds information to the stock prices, which would eliminate the speculative bubbles observed in the Chilean capital market.

* La expresión *underlying securities* se ha traducido por activos subyacentes.

** Departamento de Administración Universidad de Chile (fparisi@biblioteca.facea.uchile.cl; 678-3378, fax 2220639). El autor agradece los comentarios de: Fernando Escrich, Lance Nail, Antonino Parisi, a los árbitros anónimos y al editor de *Cuadernos de Economía*, Vittorio Corbo; también a los asistentes de los seminarios realizados en el programa MBA de Ilades-Loyola College y en la reunión de CLADEA 1996, realizada en Santiago de Chile. Los errores que aún subsistan son responsabilidad del autor.

INTRODUCCIÓN

El estudio de la emisión de ADRs¹ chilenos no ha sido abordado desde el punto de vista académico; toda la información generada al respecto se fundamenta en opiniones, las cuales no son sustentadas con herramientas financieras de alto nivel, cuestión que se trata de suplir en parte aquí. En particular, en este artículo se estudiará el impacto en el retorno y la varianza del activo subyacente² chileno debido a la emisión de sus ADRs.

De acuerdo con la teoría financiera, existen tres elementos que permiten suponer cambios en la rentabilidad de los activos subyacentes que serán listados como ADRs³, los cuales no pueden ser medidos en forma independiente. El primero se refiere al efecto de liquidez, que se explica en un mayor acceso a amplias fuentes de financiamiento para las empresas doblemente listadas. La segunda se refiere a la señal de buen comportamiento que están entregando los administradores de estas empresas al comprometerse con la comunidad financiera internacional a entregar información relevante, cumpliendo con las exigencias de la SEC⁴, y, al mismo tiempo, a que las decisiones de los administradores de las empresas bilistadas serán fuertemente monitoreadas por los inversionistas estadounidenses⁵. El tercer factor se refiere a la integración de los mercados de capitales, donde la presencia de mercados segmentados o no totalmente integrados implicaría efectos en la tasa de retorno y en la varianza del activo cuando pasa a ser doblemente listado. Esta última alternativa es la que se estudia en nuestro artículo, debido a que la literatura indica que las empresas que se listan como ADRs cuentan, previo a la emisión internacional, con un fácil acceso a amplias fuentes de financiamiento y son, a la vez, altamente monitoreadas. Sin embargo, el mercado de capitales chileno ha sido calificado como segmentado con respecto al mercado mundial y particularmente al estadounidense. De lo anteriormente expuesto, se está frente a dos efectos en el retorno del activo chileno doblemente listado, el primero implica cambios neutrales en la estructura de precios y el segundo indicaría un efecto significativo en los equilibrios de precios, en que los resultados de nuestra investigación indicarán qué efecto prima.

Por su parte, la hipótesis de incremento en la varianza de los activos chilenos después de su listado internacional se fundamenta en la investigación de French y Roll (1986), quienes sugieren que la varianza del activo se ve afectada debido a la información que se genera en el mercado en que éste se transa. En efecto, cada mercado, el del ADR y el del activo subyacente, está generando información la cual es incorporada en los precios, alterando los equilibrios de riesgo y retorno, forzando a los inversionistas a reestructurar sus portafolios. Makhija y Nachtmann (1990) sugieren que la emisión de acciones estadounidenses en el mercado de capitales japonés está asociada con un incremento en la varianza de los activos doblemente listados, lo que se interpreta como un mayor flujo de información o ruido en las transacciones del activo, una vez que pasan a ser bilistadas. Por su parte, Howe, Madura y Tucker (1993), utilizando ADRs, ratifican dichas conclusiones, pero sólo en aquellos casos en que el número de horas de transacción del activo aumenta con la emisión internacional⁶. En nuestra investigación, la importancia

1 ADRs significa American Depositary Receipts.

2 Se entiende por activo subyacente a las acciones que avalan el ADR.

3 En este artículo se estudia la emisión de *sponsored* ADRs, que tiene por objetivo recaudar capital. *Securities and Exchange Commission*.

4 En que este monitoreo obligará al administrador a tomar decisiones que maximizan la riqueza de los accionistas.

6 Estos autores fundamentan el incremento en la varianza tanto en la información como en el ruido que poseen los mercados.

de esta hipótesis está reflejada en el cambio en el comportamiento del retorno del activo subyacente debido al cambio en su varianza, como se verá más adelante, y no como medida de riesgo total. Sin embargo, basados en la evidencia internacional, el cambio en la varianza de los activos chilenos después de la emisión internacional debería ser bajo, debido al marginal aumento en el número de horas adicionales en que se transará el activo en su forma combinada de ADR y activo subyacente. Además, al probar esta hipótesis se estará en condiciones de concluir si la varianza excesiva en los activos y portfolios chilenos, sugerido por Basch y Budnevich (1994), disminuye con la emisión de ADRs, tanto a nivel de firma como a nivel de portfollio.

Este artículo está dividido en cuatro partes. En la primera se entrega un resumen de las investigaciones que sustentan las hipótesis en estudio. La segunda parte presenta los modelos por implementar para someter a prueba las hipótesis de esta investigación, en forma conjunta y separadas. En la tercera parte se discuten los resultados logrados por los modelos y, finalmente, en la cuarta parte se encuentran las conclusiones.

I. ADRs Y SU IMPACTO EN EL ACTIVO SUBYACENTE: EVIDENCIA INTERNACIONAL

Una de las principales características que presentan los ADRs dice relación con la opción de convertirlos en sus correspondientes activos subyacentes, por medio de los agentes depositarios. En contrapartida, si la demanda por un ADR supera la oferta existente en el mercado estadounidense, los corredores comprarán más títulos en el mercado local, los cuales se colocarán en lotes de acciones iguales a un ADR, para así satisfacer el exceso de demanda en el mercado estadounidense⁷.

Con respecto a nuestra investigación, se puede indicar que los mecanismos de no arbitraje⁸, arriba mencionados, implícitamente tienen asociados un efecto en precio y varianza en los activos subyacentes después de la emisión internacional. En efecto, los *shocks* no esperados en uno u otro mercado afectarán las condiciones de equilibrios de precio del ADR o del activo subyacente, con lo cual los inversionistas reordenarán sus portfolios en el mercado afectado, cuestión que se transmite al otro por medio de los mecanismos de no arbitraje. Basado en lo anterior, los *shocks* no esperados en los Estados Unidos afectarán el precio y la varianza del ADR, variaciones que se transmitirán al activo subyacente por los mecanismos de no arbitraje. Por su parte, la reacción del activo subyacente en el mercado local afectará nuevamente al ADR, mediante los mecanismos de no arbitraje; situación que converge en la medida en que los inversionistas de ambos mercados corrigen sus expectativas y midan el real impacto del *shock* no esperado en el mercado del ADR o del activo subyacente.

Lo anterior se torna más crítico al considerar que los mercados de capitales mundiales están unidos entre sí, tanto por variables observables como no observables, aun cuando en diferentes niveles, hecho estudiado por Dwyer y Hafer, 1988; Eun y Shim, 1989; Roll, 1989; Campbell y Hamao, 1992; y King, Sentana y Wadhwani, 1994, entre otros. En particular, la segmentación de algunas economías con respecto a la de los Estados Unidos ha sido demostrada por diferentes autores, entre los cuales se encuentran Hamao, Masulis y Ng (1990); King y Wadhwani (1990); King, Sentana y Wadhwani

⁷ En el mercado de capitales chilenos esta operación es conocida como ADRs secundarios u operaciones de *in-flow/out-flow*.

⁸ Estos mecanismos han probado ser muy eficientes en términos de no permitir oportunidades de arbitraje el mercado de los ADRs, según Rosenthal (1983) y Kato, Linn y Schallheim (1991).

(1994); y Parisi (1995, 1996). Estos estudios demuestran que *shocks* no esperados en los Estados Unidos son transmitidos rápidamente a otras economías, afectando tanto a la función de retorno del portfolio de mercado como a la varianza de éste. Es decir, los *shocks* no esperados en el mercado estadounidense afectarán al portfolio del mercado local, con lo cual los inversionistas locales reordenarán sus portfolios individuales, ocasionando cambios en el precio y varianza de los activos bilistados y monolistados.

De los mecanismos de no arbitraje y de la segmentación de las economías es posible suponer que los activos, al ser bilistados, presentarán cambios en el comportamiento de sus retornos. En particular, una de nuestras hipótesis se fundamenta en Bekaert y Harvey (1995); Bekaert (1995); Hargis (1995), quienes sugieren que el mercado de capitales chileno no está integrado al mercado mundial ni tampoco al estadounidense. Las razones esgrimidas por Bekaert y Harvey (1995) se fundamentan en la estructura impositiva sobre las ganancias de capital y de dividendos que pesan sobre los inversionistas extranjeros y a los controles que utiliza el Banco Central sobre el tipo de cambio (World Bank, 1993). Por su parte, Bekaert (1995) ratifica la alta segmentación del mercado de capitales chileno, clasificándolo 17 sobre un total de 20 países, donde la muestra sólo considera economías emergentes. En tanto que Hargis (1995) investigó la transmisión de *shocks* de retornos y volatilidad desde el mercado estadounidense a algunos mercados latinoamericanos entre los períodos antes y después de cambios relevantes en la política de inversión extranjera. El encontró que la hipótesis de integración no es rechazada para el caso de Argentina, Brasil y México, en razón del alto poder explicativo del modelo para el período post-liberalización, pero no así para el caso chileno, catalogándolo como el más segmentado de su muestra.

A pesar de la importancia de la segmentación de mercado y su impacto en el retorno de los activos bilistados, existe otra corriente de investigación encabezada por Howe y Madura (HM, 1990), quienes estudiaron el fenómeno de integración, pero desde el punto de vista de los retornos de empresas bilistadas y no a nivel de países o economías. Los resultados de HM (1990) indican que no se producen cambios en el retorno de los activos subyacentes frente al listado internacional. Los autores concluyen que previo a la emisión de ADRs, este tipo de empresa está altamente monitoreada y con acceso a amplias fuentes de financiamiento y, además, está integrada al mercado estadounidense, a pesar del nivel de segmentación de la economía a que pertenece. Cabe señalar que la muestra utilizada por HM (1990) no incluye ADRs latinoamericanos.

Por su parte, Jarayaman, Shastri y Tandon (JST, 1993) estudian los cambios en la varianza y retorno de activos doblemente listados, frente a la emisión de ADRs. JST (1993) encontraron un aumento anormal en el precio del portfolio compuesto por 95 ADRs en el día después del listado internacional, con un retorno excesivo del 0.47 por ciento, el cual fue significativo en términos estadísticos. Luego, los autores analizan el retorno excesivo en portfolios de ADRs ordenados por país, encontrando que solamente el portfolio de ADRs japoneses presentaba un retorno positivo anormal de un 0.8 por ciento, resultado significativo en términos estadísticos, hecho explicado por los autores en la baja integración del mercado japonés, en relación al resto de los países de la muestra. JST (1993) observaron un cambio importante en la varianza de los activos subyacentes, al comparar ésta entre los períodos pre y post-listado internacional, donde la emisión de ADRs está asociada con un incremento porcentual en relación a la varianza preevento del orden del 55.7 por ciento. Los autores explican este aumento en dos efectos. El primero es el incremento en el número de horas en que el activo se transa en su forma de activo subyacente y ADR, el cual aumenta después del listado internacional, argumento dado por Freedman (1989). El segundo efecto es el incremento en el ruido contenido en el mayor

número de transacciones, cuestión sugerida por Black (1976). JST (1993) emplearon diferentes test para identificar cuál de los dos efectos primaba, en que todos ellos rechazaron la hipótesis de incremento en la varianza debido al ruido en las transacciones, con lo cual el incremento en la varianza estaría explicado principalmente en el mayor número de horas en que el activo bilistado puede ser transado en relación a su situación de monolistado.

Por lo tanto, a partir de las investigaciones de HM (1990) y JST (1993) se puede concluir que los activos bilistados antes de la emisión internacional, están integrados al mercado estadounidense. Además, las empresas con ADRs se caracterizan por ser las más grandes e informadas de sus respectivos mercados locales y con acceso a amplias fuentes de financiamiento, donde estos tres efectos avalan el impacto nulo en el comportamiento del retorno de los activos bilistados. Sin embargo, ambas investigaciones sugieren que no ocurriría lo mismo con empresas pequeñas o provenientes de países fuertemente segmentados, como es el caso de las empresas chilenas y su economía.

De lo anteriormente expuesto se desprende que, desde el punto de vista de la segmentación de mercados las firmas chilenas deberían estar integradas al mercado estadounidense, no produciéndose cambios significativos en el comportamiento del retorno de dichas empresas frente a la emisión de ADRs. Esto no se cumpliría a nivel de portfolio de ADRs chilenos, dado el nivel de segmentación del mercado de capitales, en que las hipótesis a nivel de firmas y a nivel de portfolio serán probadas en nuestro artículo. Además al validar la hipótesis a nivel de firmas, implícitamente se estará concluyendo que las empresas chilenas que optan por la emisión de ADRs tienen acceso a buenas fuentes de financiamiento y son altamente monitoreadas, con anterioridad a la colocación internacional. Por su parte, la varianza de los activos o portfolio de ADRs se ve afectada solamente en el caso en que el número de horas de transacciones del activo bilistado aumente, cuestión que no ocurre en este caso a pesar de la varianza excesiva que presentan los activos y portfolios chilenos, hipótesis que también se probará en esta investigación.

A pesar de las conclusiones logradas en las investigaciones recientemente comentadas, éstas presentan deficiencias metodológicas, destacando de entre ellas el análisis del retorno y la varianza en forma separada, y esta última en un contexto estacionario. Lo anterior puede ser mejorado con modelos que permiten estimar simultáneamente el retorno y su varianza en términos *time-varying*, cuestión que se aborda en nuestra investigación, eliminando de paso los problemas de heteroscedasticidad presentes en los retornos accionarios diarios, fenómeno sugerido por French, Schwert y Stambaugh (1987); Schwert (1989); y Schwert y Seguin (1990), entre otros. Dichos problemas se superan por medio del uso de modelos generalizados autorregresivos condicionales heteroscedásticos (GARCH), propuestos por Bollerslev (1986); Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988); y Nelson (1990), los cuales son las bases metodológicas de las formulaciones utilizadas en nuestro artículo. Estos modelos se describen en la siguiente sección.

II. METODOLOGÍAS Y MODELOS

En esta sección se entregan los modelos que serán usados para determinar la validez de nuestras hipótesis, tanto en su forma conjunta como por separado. De las alternativas metodológicas por proponer se debe señalar que los resultados arrojados por

los modelos *time-varying* son más conclusivos, ya que corrigen las deficiencias presentadas por las metodologías empleadas por otros autores.

El primer modelo de nuestra investigación permite identificar la validez de las hipótesis a partir del comportamiento de la media y varianza condicional de los retornos accionarios chilenos, entre los períodos pre y post-listado internacional. En particular, la varianza condicional propuesta se comporta de acuerdo a lo sugerido por Nelson (1991), pero ampliada por medio de la incorporación del impacto de las innovaciones de los portfolios del mercado chileno y estadounidense por separado. Las innovaciones señaladas son incluidas a partir de la evidencia en la transmisión de *shocks* entre economías y en otras investigaciones en torno a la volatilidad de activos y portfolios. Por su parte, el comportamiento del retorno accionario es de acuerdo a una constante, el retorno del activo rezagado⁹, el portfolio de mercado local y foráneo, más un error aleatorio; modelación ampliamente utilizada en las finanzas modernas para activos bilistados. Para probar las hipótesis en estudio, se dividió la muestra en los períodos pre y post-emisión internacional, donde el modelo¹⁰ utilizado es:

$$(1) R_{i,t} = a_0 + a_1 R_{i,t-1} + a_2 R_{ch,t} + a_3 R_{EE.UU.,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(2) \log(h_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(h_{i,t-1})$$

$$+ \alpha_2 \left(\frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \alpha_3 \left[\frac{|\varepsilon_{i,t-1}|}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \sqrt{2/\pi} \right] + \alpha_4 (\varepsilon_{ch,t})^2 + \alpha_5 (\varepsilon_{EE.UU.,t})^2 \right)$$

Los errores de la ecuación (1) se distribuyen de acuerdo a una t-standard¹¹ con media cero y varianza h_t . R_{it} es el retorno accionario del activo doblemente listado, en el momento t . $R_{ch,t}$ y $R_{EE.UU.,t}$ son los retornos de los portfolios de los mercados chileno y estadounidense, respectivamente. Por su parte, la varianza condicional de los retornos accionarios está explicada por el rezago de ella, por los errores normalizados rezagados y por las innovaciones o *shocks* no esperados en el mercado doméstico ($\varepsilon_{ch,t}$) y foráneo ($\varepsilon_{EE.UU.,t}$), ambas al cuadrado. Estas últimas variables se obtienen a partir de los errores de las regresiones del modelo EGARCH con medias condicionadas tomando la forma de AR(1) para cada portfolio de mercado. Para determinar la validez de las hipótesis se estudiarán los coeficientes del retorno del mercado chileno, el del mercado estadounidense, el de las innovaciones locales y el de las innovaciones foráneas, donde el cambio significativo de estos coeficientes indican la validez de las hipótesis nulas.

Otro modelo que será estudiado en orden a probar nuestras hipótesis parte, al igual que el anterior, de la determinación simultáneamente del retorno del activo chileno y su varianza, siendo esta última *time-varying*. Lo anterior se logra por medio del modelo

⁹ El retorno del activo rezagado se incluye en virtud de lo sugerido por Sholes y Williams (1977).

¹⁰ El proceso de estimación es por medio de la iteración propuesto por Berndt, Hall, Hall y Hausman (1974).

¹¹ Se toma esta distribución para incorporar el fenómeno de *skewness* presente en los retornos accionarios diarios.

EGARCH propuesto por Nelson (1991) para la varianza condicional, pero ampliada por medio de una variable *dummy*; en tanto que la media condicional considera una constante, el retorno del activo rezagado, el retorno del portfolio local y foráneo, y una variable *dummy*, como a continuación se indica:

$$(3) \quad R_{i,t} = a_0 + a_1 R_{i,t-1} + a_2 R_{ch,t} + a_3 R_{EE.UU.,t} + a_4 D + \varepsilon_{i,t}$$

$$(4) \quad \log(h_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(h_{i,t-1}) + \alpha_2 \left(\frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \alpha_3 \left[\frac{|\varepsilon_{i,t-1}|}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \sqrt{2/\pi} \right] \right) + \alpha_4 d$$

Al igual que en el modelo anterior, los errores de la ecuación (3) se distribuyen de acuerdo a una t-standard con media cero y varianza h_t . R_i es el retorno diario del activo subyacente chileno y $R_{i,t-1}$ es su rezago; R_{ch} es el retorno del mercado chileno y $R_{EE.UU}$ es el retorno del mercado estadounidense; y D que es una variable *dummy* que toma el valor de uno para el período inmediatamente después del listado internacional y cero de otra forma. La ecuación (4), llamada de varianza condicional, depende de sí misma en rezago, de los errores normalizados en $t-1$ y de la variable *dummy* recientemente individualizada¹². Este modelo indicará un cambio en el comportamiento del retorno accionario del activo y en su varianza, frente a la emisión internacional, en la medida en que el coeficiente de la variable *dummy* sea significativo en términos estadísticos. El período de estimación que considera este modelo es toda la muestra en estudio, sin dividirla. Esta es una de las características que diferencian a este modelo del explicitado en las ecuaciones (1) y (2), anteriormente comentadas.

Además, para ser rigurosos en nuestro análisis, se construirán los modelos sugeridos por HM (1990) para el caso chileno. En particular se estimarán las ecuaciones (5) y (6), descritas más adelante, las que tiene por objeto capturar el cambio en el retorno de los activos una vez que comienzan a ser bilistados. Las ecuaciones utilizadas son:

$$(5) \quad R_i = a_i + b_i R_{m,EE.UU.} + e_i$$

$$(6) \quad R_i = c_i + d_i R_{m,EE.UU.} + f_i R_{m,ch} + e_i$$

donde R_i es el retorno del activo subyacente i . $R_{m,EE.UU}$ y $R_{m,ch}$ son los retornos de los mercados estadounidense y chileno, respectivamente. La hipótesis nula es lo inalterable en el coeficiente del portfolio del mercado estadounidense entre los períodos antes y después de la emisión internacional, utilizando separadamente las ecuaciones (5) y (6). Otra metodología propuesta por HM (1990) emplea las mismas ecuaciones anteriores, pero centrándose en los cambios en el coeficiente del portfolio del mercado doméstico, entre los períodos antes y después de la emisión internacional para ambas ecuaciones. Donde la hipótesis nula es lo inalterable en el coeficiente doméstico, para ambas ecuaciones.

La muestra utilizada para probar las hipótesis en estudio está compuesta por los retornos diarios de las acciones chilenas transadas en el mercado estadounidense,

12

El proceso de estimación es por medio de la iteración propuesto por Berndt, Hall, Hall y Hausman (1974).

expresados en dólares. Estas empresas son: Embotelladora Andina (07/07/94); Compañía de Cervecerías Unidas (24/09/92); Compañía de Teléfonos de Chile (20/07/90); Concha y Toro (17/10/94); Chilgener (29/07/94); Cristalerías de Chile (25/01/94); Banco de A. Edwards (11/95); Banco O'Higgins (05/94); Banco Osorno y La Unión (04/11/94); Enersis (20/10/93); Endesa (27/07/94); Laboratorios Chile (29/06/94); Madeco (28/05/93); Masisa (17/06/93); Provida (16/11/94); Santa Isabel (07/95); Soquimich-B (21/09/93); y Telex Chile (14/10/94). En paréntesis se entrega la fecha en que se realizó la emisión internacional. De estas firmas, sólo se incluyen aquellas que emitieron ADRs con antelación al segundo semestre de 1994, en razón a la disponibilidad de datos. Soquimich-B no se incluyó en la muestra final debido a que estos títulos accionarios no presentan un período de transacción anterior a la emisión internacional.

La fecha de emisión de los ADRs chilenos se obtuvo del CRSP *tape*¹³. También de esta base de datos se obtuvo el retorno del *NYSE composit index*, el cual se utilizará como el retorno del portfolio del mercado estadounidense. Se considera que éste es el índice relevante, ya que la totalidad de los ADRs de la muestra seleccionada se transan en el mercado *NYSE*, con la excepción de los ADRs de la Compañía de Cervecerías Unidas, transados en *NASDAQ*; en este último caso se utilizará el *NASDAQ composit index* como el portfolio relevante del mercado estadounidense. Por su parte, el retorno del mercado chileno a utilizar es el Índice General de Precios de Acciones, IGPA. Los retornos y variaciones de capital de los activos subyacentes y el retorno del IGPA se obtuvieron de la Bolsa de Comercio de Santiago, al momento de cierre de las operaciones.

Otro aspecto considerado en nuestro artículo es el hecho de que Chile y EE.UU. tienen diferentes feriados o días en que las bolsas de comercio no operan. Lo anterior obligó a fijar un criterio fundamentado en que los cambios en el retorno y varianza de los activos chilenos bilistados se ven afectados cuando ambos mercados están operando, con lo cual, aquellas observaciones en que cualquiera de los dos mercados no operó, fueron eliminadas de la serie de datos. Este criterio se basa principalmente en las investigaciones de French y Roll (1986), comentadas previamente.

Como período de estudio se tomó el sugerido por JST (1993), quienes recomiendan un período de 151 días en torno al evento de la emisión de ADRs, el día cero es el día de la emisión internacional, donde el período de estimación se extiende desde el día -125 al día +125.

Los modelos por implementar requieren que los datos sean estacionarios. Es por ello que se practicó el test Dickey-Fuller aumentado (ADF, 1981) considerando un modelo compuesto por AR(1), una constante y una tendencia en el tiempo¹⁴. Los

¹³ CRSP significa *Center of Research in Stocks Prices*, de la Universidad de Chicago.

¹⁴ Donde el modelo es el siguiente:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma^* y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

en que

$$\phi_j = - \sum_{k=j+1}^p \gamma_k$$

y

$$\gamma^* = \left(\sum_{i=1}^p \gamma_i \right) - 1$$

la ventaja de esta formulación es que puede ser acomodada para procesos autorregresivos de promedios móviles de mayor orden.

resultados se entregan en la Tabla I, los cuales indican que la totalidad de los datos empleados son estacionarios, tanto para todo el período en estudio como en las submuestras de pre y post-emisión internacional.

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma^* y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\text{en que } \phi_j = - \sum_{k=j+1}^p \gamma_k \quad \text{y} \quad \gamma^* = \left(\sum_{i=1}^p \gamma_i \right) - 1$$

TABLA I
TEST DICKEY-FULLER PARA ESTACIONALIDAD CONSIDERANDO UNA CONSTANTE,
AR(1) Y UNA TENDENCIA EN EL TIEMPO

Activo	Todo el período	pre	post
Andina	-9.279	-10.919	-5.961
IGPA	-6.851	-13.482	-2.075
NYSE	-10.780	-12.324	-7.613
CCU	-5.576	-5.512	-3.401
IGPA	-6.030	-10.413	-5.679
NASDAQ	-3.740	-21.228	-13.494
Chilgener	-15.864	-10.856	-5.498
IGPA	-11.549	-19.496	-2.130
NYSE	-12.045	-9.856	-9.547
Cristales	-3.779	-4.117	-11.054
IGPA	-8.063	-3.514	-13.206
NYSE	-6.161	-9.885	-12.023
CTC	-12.379	-8.249	-4.555
IGPA	-6.117	-8.765	-3.042
NYSE	-5.587	-11.193	-5.542
Enersis	-7.254	-8.814	-6.977
IGPA	-10.170	-9.113	-5.449
NYSE	-7.341	-14.344	-4.547
Endesa	-12.229	-14.380	-3.714
IGPA	-12.931	-20.614	-3.810
NYSE	-11.897	-9.853	-10.490
Laboratorios	-4.624	-12.095	-10.397
IGPA	-6.327	-13.384	-6.014
Madeco	-7.619	-4.403	-15.996
IGPA	-4.399	-4.429	-16.534
NYSE	-20.195	-8.896	-22.770
Masisa	-13.402	-7.759	-12.801
IGPA	-4.505	7.205	-19.645
NYSE	-24.567	-13.371	-14.706

Los valores críticos son para una muestra mayor de 100 son: -4.04, -3.69; a los niveles del 0.01 y 0.025 por ciento (Dickey y Fuller, 1981)

III. RESULTADOS

En esta sección se entregan los resultados de los diferentes modelos comentados en la sección anterior. Con antelación al análisis de los resultados en torno a las hipótesis del artículo se discutirán las estadísticas básicas de los activos chilenos doblemente listados y del portfolio compuesto por estos activos, y los portfolios de mercado chileno y estadounidense.

En la Tabla II se entrega la media y varianza de los activos doblemente listados para el período en estudio, además de los mismos estadígrafos, pero para los portfolios de los mercados chileno y estadounidense. Para cada activo se entrega la información en relación a todo el período relevante y dividido en función a la muestra pre y post-emisión internacional. En función de los estadígrafos en la Tabla II no se observan variaciones significativas entre los períodos pre y post-listado internacional a nivel de firmas, validando las investigaciones previas en relación al no cambio en el retorno de los activos bilistados, cuestión que se pretende validar o refutar por medio de test más conclusivos, como los discutidos en la sección anterior. Sin embargo, a nivel de portfolio fue posible observar que la varianza aumentó, con la emisión internacional.

Como se señaló arriba, el modelo de las ecuaciones (1) y (2) cuenta con el beneficio de estimar al unísono el retorno y la varianza de los activos chilenos doblemente listados. Los resultados de las ecuaciones (1) y (2) se entregan en la Tabla III, en que al analizar el cambio en la significancia del coeficiente del portfolio del mercados local, contenido en la ecuación de media condicional, se desprende que la importancia de éste desaparece después de la emisión internacional en dos casos: CCU y Chilgener. Por su parte, el retorno del mercado estadounidense aumentó su poder explicativo en la ecuación de retorno sólo en el caso de Enersis. Con respecto a la ecuación de varianza condicional, en lo que dice relación al impacto de las innovaciones o *shocks* no esperados locales, éstas no presentan cambios entre ambos períodos (ver Tabla III). El mismo resultado arrojaron las innovaciones estadounidenses, ver coeficiente α_5 en la Tabla III, excepto en el caso de CCU. Estos resultados indican que no existen cambios en la varianza de los activos doblemente listado, entre los períodos pre y post-emisión internacional.

El portfolio de los activos subyacentes chilenos, a partir de sus resultados de las ecuaciones (1) y (2), presenta cambios en los equilibrios de precios, donde el portfolio del mercado estadounidense aumenta su poder explicativo en el período post-emisión de los ADRs. Sin embargo, los resultados no evidencian cambio en la varianza condicional, como se observa en la Tabla III.

TABLA II
ESTADÍSTICAS BÁSICAS DE LOS ACTIVOS SUBYACENTES CHILENOS

Activo	Media	Varianza	Media IGPA	Varianza IGPA	Media NYSE	Varianza NYSE
Portfolio	0.178 (0.00)	0.364	0.122 (0.00)	0.074	0.032 (0.00)	0.026
pre	0.208 (0.00)*	0.335	0.039 (0.13)	0.069	0.034 (0.04)*	0.029
ost	0.147 (0.02)*	0.395	0.205 (0.00)*	0.066	0.030 (0.05)*	0.024
Andina	0.071 (0.68)	7.635	0.109 (0.07)**	0.908	0.001 (0.95)	0.223
pre	0.015 (0.95)	9.841	0.032 (0.74)	1.148	-0.028 (0.57)	0.306
post	0.127 (0.55)	5.487	0.187 (0.01)*	0.663	0.031 (0.35)	0.139
CCU	0.102 (0.34)	2.861	-0.009 (0.84)	0.566	0.029 (0.57)	0.662
pre	0.098 (0.48)	2.390	-0.063 (0.27)	0.400	-0.066 (0.39)	0.725
post	0.105 (0.52)	3.352	0.043 (0.57)	0.729	0.124 (0.07)**	0.587
Cristal	0.254 (0.20)	9.735	0.165 (0.04)*	0.807	0.039 (0.18)	0.210
pre	0.668 (0.00)*	5.345	0.354 (0.00)*	0.444	0.111 (0.00)*	0.107
post	-0.158 (0.64)	13.861	-0.023 (0.80)	1.104	-0.032 (0.05)**	0.304
CTC	0.190 (0.03)*	1.898	0.145 (0.00)*	0.626	-0.050 (0.25)	0.465
pre	0.243 (0.06)**	2.118	0.049 (0.48)	0.590	0.040 (0.30)	0.185
post	0.136 (0.25)	1.688	0.242 (0.00)	0.648	-0.141 (0.07)**	0.732
Chilgener	0.006 (0.96)	3.505	0.081 (0.19)	0.826	0.001 (0.97)	0.222
pre	-0.027 (0.89)	4.761	-0.062 (0.50)	0.936	-0.019 (0.71)	0.295
post	0.039 (0.78)	2.280	0.226 (0.00)*	0.681	0.021 (0.56)	0.150
Endesa	0.158 (0.03)*	1.239	0.067 (0.28)	0.838	-0.005 (0.86)	0.223
pre	0.212 (0.05)*	1.258	-0.085 (0.37)	0.966	-0.030 (0.56)	0.300
post	0.103 (0.33)	1.225	0.219 (0.00)*	0.671	0.019 (0.60)	0.147
Enerisis	0.245 (0.06)**	4.368	0.178 (0.00)*	0.740	0.071 (0.00)*	0.177
pre	0.410 (0.00)*	2.222	0.153 (0.00)*	0.213	0.127 (0.00)*	0.072
post	0.081 (0.72)	6.497	0.203 (0.04)	1.271	0.015 (0.75)	0.277
Lab. Chile	0.142 (0.34)	5.319	0.119 (0.05)*	0.898	0.001 (0.97)	0.222
pre	0.023 (0.91)	6.263	0.060 (0.54)	1.166	0.261 (0.17)	4.393
post	0.261 (0.17)	4.393	0.177 (0.01)*	0.631	0.026 (0.03)*	0.138
Madeco	0.261 (0.00)*	3.135	0.087 (0.03)*	0.412	0.107 (0.00)*	0.125
pre	0.256 (0.11)	3.130	0.016 (0.81)	0.596	0.122 (0.00)*	0.165
post	0.265 (0.10)	3.166	0.158 (0.00)*	0.222	0.092 (0.00)*	0.085
Masisa	0.375 (0.00)*	3.809	0.101 (0.01)*	0.408	0.104 (0.00)*	0.131
pre	0.400 (0.01)*	2.943	0.045 (0.52)	0.602	0.115 (0.01)*	0.160
post	0.350 (0.07)**	4.706	0.157 (0.00)*	0.210	0.092 (0.00)*	0.104

En paréntesis se entrega la significancia estadística.

* significativo al nivel del 5%.

** significativo al nivel del 10%.

$$R_{i,t} = a_0 + a_1 R_{i,t-1} + a_2 R_{ch,t} + a_3 R_{EE.UU.,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\log(h_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(h_{i,t-1})$$

$$+ \alpha_2 \left(\frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \alpha_3 \left[\frac{|\varepsilon_{i,t-1}|}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \sqrt{2/\pi} \right] + \alpha_4 (\varepsilon_{ch,t})^2 + \alpha_5 (\varepsilon_{EE.UU.,t})^2 \right)$$

TABLA III
MODELO EGARCH AMPLIADO PARA LOS ACTIVOS CHILENOS BILISTADOS EN LOS PERIODOS PRE Y POST-LISTADO INTERNACIONAL

activo	a0	a1	a2	a3	α0	α1	α2	α3	α4	α5
Portfolio	0.201	0.039	0.876	0.331	1.020	1.032	0.221	0.114	0.103	-0.232
pre	(0.00)*	(0.68)	(0.00)*	(0.10)**	(0.07)**	(0.00)*	(0.31)	(0.57)	(0.04)*	(0.28)
post	0.023	-0.197	0.800	0.316	1.573	0.250	0.795	0.122	0.240	0.044
	(0.73)	(0.02)*	(0.00)*	(0.04)*	(0.00)*	(0.34)	(0.00)*	(0.68)	(0.07)**	(0.19)
Andina	-0.020	0.131	1.333	-0.732	1.485	0.567	0.262	0.128	-0.060	0.039
pre	(0.92)	(0.12)	(0.00)*	(0.15)	(0.04)*	(0.11)	(0.45)	(0.75)	(0.60)	(0.67)
post	0.165	0.016	0.614	0.491	1.564	0.368	-0.288	-0.471	-0.039	-0.176
	(0.36)	(0.86)	(0.00)*	(0.26)	(0.00)*	(0.08)**	(0.42)	(0.32)	(0.78)	(0.19)
Cervezas	0.029	0.306	0.509	0.080	0.900	0.701	-0.244	0.014	0.316	-0.024
pre	(0.68)	(0.00)*	(0.00)*	(0.23)	(0.19)	(0.35)	(0.31)	(0.96)	(0.00)*	(0.78)
post	0.008	-0.007	-0.001	0.028	0.250	0.038	0.832	7.070	0.356	0.114
	(0.98)	(0.74)	(0.97)	(0.45)	(0.75)	(0.97)	(0.00)*	(0.97)	(0.00)*	(0.00)*
Cristal	-0.012	0.029	0.249	-0.070	0.056	0.127	0.719	-0.491	0.271	0.079
pre	(0.68)	(0.38)	(0.00)*	(0.45)	(0.96)	(0.97)	(0.00)*	(0.07)**	(0.00)*	(0.10)**
CTC	0.181	-0.061	1.021	0.071	0.009	0.014	0.849	-2.565	0.028	-0.046
pre	(0.01)*	(0.38)	(0.00)*	(0.59)	(0.91)	(0.93)	(0.00)*	(0.93)	(0.36)	(0.50)
post	0.035	0.126	0.270	0.044	0.433	1.248	0.656	0.191	0.001	0.103
	(0.59)	(0.18)	(0.00)*	(0.49)	(0.51)	(0.02)*	(0.00)*	(0.22)	(0.97)	(0.15)
Chilgener	-0.001	-0.009	1.661	0.155	0.030	0.203	0.207	0.049	0.100	0.185
pre	(0.98)	(0.85)	(0.00)*	(0.64)	(0.92)	(0.46)	(0.70)	(0.95)	(0.34)	(0.30)
post	-0.276	0.087	1.033	-0.048	0.240	0.177	0.123	0.051	0.045	0.399
	(0.91)	(0.93)	(0.63)	(0.99)	(0.99)	(0.94)	(0.01)*	(0.97)	(0.65)	(0.97)
Endesa	0.296	-0.053	0.880	-0.016	0.543	0.514	0.077	0.045	0.148	-0.245
pre	(0.00)*	(0.50)	(0.00)*	(0.92)	(0.13)	(0.11)	(0.85)	(0.91)	(0.17)	(0.03)*
post	0.030	0.071	0.767	-0.039	0.332	0.821	0.812	0.240	0.103	-0.181
	(0.46)	(0.25)	(0.00)*	(0.80)	(0.02)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.02)*	(0.10)	(0.05)*
Enersis	0.077	-0.114	2.415	-0.218	-0.100	0.003	0.263	0.696	0.703	-0.014
pre	(0.53)	(0.09)**	(0.00)*	(0.61)	(0.72)	(0.99)	(0.86)	(0.99)	(0.52)	(0.94)
post	-0.328	-0.123	1.409	0.626	0.000	0.000	0.990	0.724	0.041	-0.046
	(0.04)*	(0.07)**	(0.00)*	(0.03)*	(0.97)	(0.99)	(0.00)*	(0.99)	(0.21)	(0.19)
Lab Chile	-0.136	0.032	0.888	0.549	0.499	0.816	0.013	0.222	0.062	-0.203
pre	(0.40)	(0.61)	(0.00)*	(0.00)*	(0.04)	(0.02)*	(0.96)	(0.35)	(0.49)	(0.10)
post	-0.113	0.098	0.810	1.005	0.300	0.964	0.698	0.059	0.024	0.005
	(0.04)*	(0.99)	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.25)	(0.12)	(0.70)
Madeco	-0.008	0.239	0.113	0.007	0.002	0.004	0.806	0.220	0.214	-0.011
pre	(0.84)	(0.00)*	(0.19)*	(0.99)	(0.80)	(0.60)	(0.00)*	(0.14)	(0.01)*	(0.78)
post	0.155	0.107	0.526	-0.161	0.007	0.005	0.243	0.321	0.234	0.105
	(0.16)	(0.19)	(0.02)*	(0.66)	(0.81)	(0.84)	(0.40)	(0.48)	(0.56)	(0.62)
Masisa	0.207	0.260	0.716	-0.107	0.078	0.786	0.704	0.428	0.169	0.119
pre	(0.01)*	(0.00)*	(0.00)*	(0.10)	(0.02)*	(0.00)*	(0.05)*	(0.43)	(0.84)	(0.14)
post	0.001	0.140	0.847	0.397	0.115	0.221	0.874	1.371	0.092	0.075
	(0.98)	(0.06)**	(0.00)*	(0.28)	(0.59)	(0.34)	(0.00)*	(0.38)	(0.34)	(0.25)

En paréntesis se entrega el nivel de significancia.

* significativo al nivel del 5%.

** significativo al nivel del 10%.

Otro modelo calculado fue construido a partir del clásico modelo EGARCH(1,1), pero ampliado por medio de la inclusión de una variable *dummy* que captura el efecto del listado internacional tanto en la ecuación de retorno como de varianza, como se indica en las ecuaciones (3) y (4). La hipótesis del cambio en la rentabilidad del activo y en su varianza después del listado internacional se verifica en la significancia estadística del coeficiente de la variable *dummy*, parámetros α_4 y α_4 en las ecuaciones (3) y (4), respectivamente. En la Tabla IV se entregan los resultados de los coeficientes para dichas ecuaciones. La ecuación de media condicional de los retornos de los activos doblemente listados indica que en ocho casos la transacción internacional no tiene efecto en la rentabilidad del activo. Las excepciones son Endesa y Enersis, ambas con un impacto negativo y estadísticamente significativo al nivel del cinco por ciento. Por su parte, en la ecuación de varianza condicional, la variable *dummy* es negativa significativa en el caso de CCU, y positiva significativa para Cristalerías de Chile y Chilgener, es decir, con la emisión internacional la volatilidad de CCU cae y en otros dos casos la volatilidad del activo aumenta. Estos últimos resultados son inconsistentes con la literatura, debido a que las bolsas de comercio de Santiago y New York están gran parte del año con el mismo huso horario, y, por lo tanto, se espera que el número de horas en que el activo se transa no aumente después del listado internacional, implicando un efecto nulo en la varianza de los activos y portfolio bilistados frente a la emisión internacional.

Al considerar los activos doblemente listados como portfolio, el modelo de las ecuaciones (3) y (4), indica que la variable *dummy* en la media condicionada es negativa y significativa en términos estadísticos, indicando la caída del retorno del portfolio después de la emisión internacional. Sin embargo, no se observa efecto alguno en la varianza de este portfolio, hecho explicado en la baja diferencia horaria entre los mercados en cuestión, como se observa en la Tabla IV.

Howe y Madura (1990) proponen diferentes metodologías para identificar el impacto en los activos frente al listado internacional, donde las más importantes están resumidas en las ecuaciones (5) y (6), centrándose en el coeficiente del mercado estadounidense para la validación de la hipótesis nula, como primer paso. Los resultados para la ecuación (5) se entregan en la Tabla V, de la cual se desprende que tan sólo Enersis y CTC presentan cambios en la significancia estadística del coeficiente del portfolio del mercado estadounidense, la primera al nivel del cinco por ciento y la segunda al nivel del diez por ciento. Es importante señalar que Chilgener y Laboratorios Chile presentan cambios en la variable en estudio, pero son desfavorables en el sentido de que la significancia de éste cae, pasando de un nivel del cinco a uno del diez por ciento. Al estudiar los cambios en el coeficiente del portfolio del mercado estadounidense entre los períodos pre y post-emisión internacional se emplearon el t-test y otros test no-paramétricos. El t-test indicó que no se observa un cambio estadísticamente significativo entre ambos períodos a los niveles convencionales. Resultados similares arrojaron los test de signos y rango de signos, siendo el valor de éstos -1.2 y -0.08, respectivamente (ver Tabla V). Asimismo, para validar nuestras hipótesis se estudió del R^2 de la ecuación (5), usando el portfolio estadounidense como variable exógena. Este indicador para el caso chileno muestra igual número de retornos que aumentaron y que disminuyeron, con

$$R_i = a_0 + a_1 R_{i,t-1} + a_2 R_{ch,t} + a_3 R_{US,t} + a_4 D + \varepsilon_t$$

$$\log(h_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(h_{i,t-1}) + \alpha_2 \left(\frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \alpha_3 \left[\frac{|\varepsilon_{i,t-1}|}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \sqrt{2/\pi} \right] \right) + \alpha_4 d$$

TABLE IV
MODELO EGARCH AMPLIADO PARA LOS ACTIVOS SUBYACENTES CHILENOS

Activo	a0	a1	a2	a3	a4	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4
Portfolio	0.161 (0.00)*	-0.056 (0.47)	0.815 (0.00)*	0.357 (0.11)	-0.141 (0.05)*	0.706 (0.06)**	0.542 (0.02)*	0.549 (0.01)*	0.018 (0.94)	0.167 (0.37)
Andina	0.037 (0.90)	0.102 (0.02)*	0.868 (0.00)*	0.308 (0.36)	-0.088 (0.79)	0.421 (0.28)	0.133 (0.00)*	0.820 (0.00)*	289.9 (0.99)	-0.267 (0.29)
Cervezas	0.119 (0.14)	0.137 (0.00)	0.322 (0.00)*	0.017 (0.77)	-0.068 (0.50)	0.855 (0.81)	0.833 (0.00)*	0.224 (0.00)*	0.027 (0.88)	-0.554 (0.04)*
Cristal	-0.002 (0.92)	0.001 (0.99)	0.077 (0.80)	-0.061 (0.31)	-0.074 (0.59)	1.385 (0.94)	1.060 (0.95)	0.845 (0.00)*	-0.038 (0.72)	0.618 (0.00)*
CTC	0.104 (0.17)	0.031 (0.60)	0.561 (0.00)*	0.004 (0.95)	-0.151 (0.17)	0.102 (0.42)	0.509 (0.00)*	0.846 (0.00)*	0.007 (0.92)	-0.403 (0.12)
Chilgener	0.037 (0.93)	-0.004 (0.48)	1.376 (0.00)*	0.392 (0.00)*	-0.365 (0.60)	0.272 (0.00)*	0.466 (0.00)*	0.245 (0.35)	0.135 (0.00)*	0.054 (0.00)*
Endesa	0.371 (0.00)*	-0.101 (0.00)*	0.925 (0.00)*	-0.112 (0.31)	-0.489 (0.00)*	0.097 (0.00)*	0.091 (0.00)*	0.972 (0.00)*	0.033 (0.45)	0.016 (0.87)
Enersis	0.135 (0.17)	-0.110 (0.02)*	1.751 (0.00)*	0.036 (0.87)	-0.459 (0.01)*	0.046 (0.50)	0.290 (0.08)**	0.694 (0.00)*	-0.318 (0.36)	0.297 (0.26)
Lab. Chile	-0.105 (0.52)	0.005 (0.92)	0.915 (0.00)*	0.566 (0.04)*	0.167 (0.47)	1.010 (0.09)**	0.439 (0.03)*	0.311 (0.39)	-0.061 (0.82)	-0.084 (0.69)
Madeco	-0.022 (0.73)	0.160 (0.00)*	0.354 (0.00)*	-0.054 (0.72)	0.160 (0.16)	0.428 (0.00)*	0.092 (0.03)*	0.713 (0.00)*	-0.332 (0.13)	0.153 (0.27)
Masisa	0.207 (0.01)*	0.192 (0.00)*	0.751 (0.00)*	0.050 (0.80)	-0.187 (0.18)	0.360 (0.32)	0.536 (0.09)*	0.809 (0.00)*	-0.515 (0.14)	0.113 (0.28)

En paréntesis se entrega el nivel de significancia.

* significativo al nivel del 5%.

** significativo al nivel del 10%.

lo cual los resultados no son conclusivos. Con respecto a esta técnica, pero sobre los activos chilenos transados en EE.UU. como portfolio, indica que el coeficiente del portfolio del mercado foráneo experimentó un incremento, manteniendo su significancia estadística al nivel del uno por ciento. Este resultado indica que el grado de integración del portfolio en estudio se incrementa después de la emisión internacional, como se observa en la Tabla V.

Utilizando el modelo sugerido por HM (1990), descrito en la ecuación (5), pero tomando como portfolio de mercado el doméstico, los resultados indican que el nivel de significancia estadística de dicho coeficiente no cambia con la emisión internacional, como lo indica la Tabla VI. De las firmas en estudio, siete muestran una disminución en el beta doméstico, resultado consistente con investigaciones previas. Al aplicar el t-test sobre las diferencias entre los betas pre y post-emisión internacional, éste indicó que las diferencias no son significativas a los niveles convencionales; lográndose iguales conclusiones usando los test de signos y suma de signos. Las regresiones indican que el

R² entre los períodos pre y post-emisión de ADRs presentan una disminución en todos y cada uno de los casos en estudio, indicando que la transacción de ADRs implica un cambio en la función de retornos, en que la posibilidad de explicar el modelo cae debido a la ausencia de variables, ver Tabla VI. Al analizar este modelo para el total de los activos chilenos bilistados, considerando el portfolio del mercado doméstico para los períodos pre y post-emisión, se observa una caída del beta, pero manteniendo su nivel de significancia estadística. Es importante destacar que se observa una caída en el R² del modelo entre sus versiones pre y post-emisión internacional, notándose un cambio en los equilibrios de precios.

$$R_i = a_i + \beta_i R_{m,us} + \epsilon_i$$

TABLA V
BETAS DIARIOS DE LOS ACTIVOS SUBYACENTES CHILENOS CON RESPECTO AL
MERCADO ESTADOUNIDENSE

Activo	Beta pre	R ² pre	Beta post	R ² post
Portfolio	1.00 (0.01)*	0.061	1.171 (0.00)*	0.119
Andina	1.192 (0.02)*	0.044	1.313 (0.02)*	0.046
Cervezas	-0.012 (0.93)	0.004	0.158 (0.46)	0.007
Cristal	-0.110 (0.86)	0.077	-1.117 (0.66)	0.023
CTC	0.033 (0.91)	0.027	0.254 (0.06)**	0.038
Chilgener	2.325 (0.00)*	0.335	0.711 (0.06)**	0.034
Endesa	0.935 (0.00)*	0.236	0.600 (0.03)*	0.051
Enersis	-0.365 (0.48)	0.064	1.764 (0.00)*	0.133
Lab. Chile	1.713 (0.00)*	0.143	0.929 (0.07)**	0.042
Madeco	0.351 (0.38)	0.027	0.815 (0.14)	0.039
Masisa	0.018 (0.96)	0.052	0.788 (0.20)	0.039

En paréntesis se entrega la significancia estadística.

* significativo al nivel del 5%.

** significativo al nivel del 10%.

$$R_i = a_i + \beta_i R_{m,ch} + \varepsilon_i$$

TABLA VI
BETAS DIARIOS DE LOS ACTIVOS SUBYACENTES CHILENOS CON RESPECTO AL
MERCADO CHILENO

Activo	beta pre	R ² pre	beta post	R ² post
Portfolio	1.213 (0.00)*	0.306	0.909 (0.00)*	0.139
Andina	1.372 (0.00)*	0.219	0.913 (0.00)*	0.103
Cervezas	0.835 (0.00)*	0.120	0.754 (0.00)*	0.126
Cristal	1.303 (0.00)*	0.208	0.941 (0.00)*	0.072
CTC	1.203 (0.00)*	0.420	0.556 (0.00)*	0.128
Chilgener	1.889 (0.00)*	0.701	0.994 (0.00)*	0.296
Endesa	0.846 (0.00)*	0.565	0.962 (0.00)*	0.511
Enersis	2.353 (0.00)*	0.551	1.577 (0.00)*	0.487
Lab. Chile	1.326 (0.00)*	0.328	1.058 (0.00)*	0.173
Madeco	0.942 (0.00)*	0.186	1.276 (0.00)*	0.133
Masisa	1.137 (0.00)*	0.303	1.736 (0.00)*	0.157

En paréntesis se entrega la significancia estadística.

* significativo al nivel del 5%.

** significativo al nivel del 10%.

En la Tabla VII se entregan los coeficientes de la ecuación (6), la cual fue propuesta por HM (1990). En todos los casos en estudio el beta estadounidense no presenta cambios significativos entre los períodos pre y post-listado internacional. De los parámetros en discusión, en ocho casos el coeficiente del portfolio foráneo aumentó entre los períodos relevantes, resultado consistente con investigaciones previas, e igualmente no significativos en términos estadísticos. La significancia estadística del beta se probó por medio del t-test, arrojando como resultado una significancia al nivel del cuatro por ciento, indicando un cambio estructural; en tanto que el test de signos fue de -1.80 y el de rango de signos fue de -1.86, ambos no rechazan la hipótesis nula. Por su parte el coeficiente del portfolio del mercado doméstico mantiene su significancia entre los

períodos antes y después de la emisión internacional; de éstos, siete coeficientes disminuyen después de la emisión de ADRs. Este resultado también es consistente con la evidencia de otras investigaciones. Para determinar si hubo cambio en el beta doméstico entre los dos subperíodos en estudio se aplicó el t-test, el test de signos y el de rango de signos, siendo estos iguales a 0.087, 1.20 y 1.77, respectivamente; los cuales permiten concluir que existe un cambio entre los betas domésticos en los períodos pre y post-emisión internacional. En la Tabla VII se entregan los resultados para el total de las empresas chilenas bilistadas como portfolio, para los períodos pre y post-listado internacional, en que el beta estadounidense aumentó, pasando de 0.199 a 0.620, incremento acompañado también en el nivel de significancia; por su parte, el beta del portfolio doméstico disminuyó, pero mantuvo su nivel de significancia estadística. Este resultado es consistente con lo descrito en la literatura, evidenciando el aumento en el grado de integración después de la emisión internacional como portfolio de ADRs chilenos, pero no a nivel de empresa.

$$R_i = a_i + \beta_{i,us} R_{m,us} + \beta_{i,ch} R_{m,ch} + \varepsilon_i$$

TABLA VII
CAPM DOBLE PARA LOS ACTIVOS SUBYACENTES CHILENOS

Activo	\$ _{us} pre	\$ _{ch} pre	\$ _{us} post	\$ _{ch} post
Portfolio	0.199 (0.56)	1.142 (0.00)*	0.620 (0.10)**	0.801 (0.00)*
Andina	-0.287 (0.59)	1.450 (0.00)*	0.719 (0.21)	0.8000 (0.00)*
Cervezas	0.005 (0.97)	0.836 (0.00)*	0.121 (0.55)	0.749 (0.00)
Cristal	-0.344 (0.57)	1.317 (0.00)*	0.296 (0.67)	0.859 (0.02)*
CTC	-0.271 (0.26)	1.224 (0.00)*	0.147 (0.27)	0.522 (0.00)*
Chilgener	0.460 (0.08)**	1.732 (0.00)*	-0.007 (0.98)	0.996 (0.00)*
Endesa	0.010 (0.95)	0.842 (0.00)*	-0.111 (0.59)	0.980 (0.00)*
Enersis	-0.014 (0.96)	2.352 (0.00)*	0.371 (0.29)	1.502 (0.00)*
Lab. Chile	0.496 (0.21)	1.194 (0.00)*	0.170 (0.73)	1.030 (0.00)*
Madeco	0.065 (0.85)	0.936 (0.00)*	0.709 (0.17)	1.253 (0.00)*
Masisa	-0.255 (0.45)	1.153 (0.00)*	0.588 (0.31)	1.702 (0.00)*

En paréntesis se entrega la significancia estadística.

* significativo al nivel del 5%.

** significativo al nivel del 10%.

También se estimaron las diferentes ecuaciones propuestas en nuestra investigación para otros períodos como eventos, tanto construyendo ventanas en días previos como posteriores a la emisión de ADRs. Todos ellos arrojaron resultados

similares a los comentados, lo que valida los resultados y las conclusiones contenidas en la siguiente sección. Asimismo, se estimaron los modelos para los retornos ajustados por dividendos en el caso de las firmas y utilizando el IPSA (Índice de Precios Selectivo de Acciones) como portfolio del mercado chileno, donde los resultados fueron similares a los descritos arriba.

IV. CONCLUSIONES

Los resultados a nivel de empresa indican que ellas no presentaron cambios en el comportamiento de su retorno frente al listado internacional, validando la hipótesis de que antes de la emisión de ADRs, éstas se encuentran integradas al mercado estadounidense y, a la vez, tienen acceso a buenas fuentes de financiamiento y están altamente monitoreadas. Sin embargo, a nivel de portfolio de ADRs chilenos, la emisión internacional implica cambios en los equilibrios de precios, representados en la caída de su retorno, evidenciando, además, un aumento en la sensibilidad de este portfolio con respecto al mercado estadounidense. Este resultado es explicado en la segmentación del mercado de capitales chilenos en relación al estadounidense. Estas conclusiones se pueden catalogar de robustas, en razón de que las diferentes metodologías empleadas entregan resultados concordantes entre sí.

Cabe señalar que la caída en el retorno del portfolio de los activos chilenos bilistados se explica por las altas expectativas o burbujas especulativas que acompañan el período preemisión, las cuales no son validadas después del evento. En particular, Basch y Budnevich (1994) señalan que los activos chilenos han mostrado una alta presencia de ruido o burbujas especulativas, las cuales tardan en ser corregidas por el mercado. Esta evidencia podría explicar nuestros resultados, es decir, que el retorno del portfolio de los activos bilistados en su emisión internacional sería acompañado por la llegada de nuevos y más eficientes inversionistas capaces de identificar dicha burbuja, discriminando entre información y ruido, haciendo caer los precios durante el período post-emisión de ADRs, pero como portfolio.

El efecto de la emisión internacional en la varianza del activo bilistado y del portfolio de éstos no es estadísticamente significativo, resultado que sustenta las hipótesis de Makhija y Nachtmann (1990) y Howe, Madura y Tucker (1993). Además, este resultado indirectamente ratifica la hipótesis planteada por Freedman (1989) por sobre la de Black (1986), en el caso del mercado chileno. La inalterabilidad de la varianza de los activos bilistados y en el portfolio de éstos, entre los períodos antes y después de la emisión internacional, es destacable en virtud de las conclusiones logradas por Basch y Budnevich (1994) en relación al exceso de varianza en el mercado de capitales chileno, en que de acuerdo a nuestros resultados, dicho exceso no cae a pesar de la emisión de ADRs, evidenciando un problema estructural explicado en la baja liquidez del mercado local y las restricciones impuestas por el Banco Central. Esta iliquidez no se soluciona con la emisión internacional de títulos, debido principalmente a que los inversionistas institucionales chilenos, como las Administradoras de Fondos de Pensiones, no pueden operar directamente con los ADRs chilenos; además, los mecanismos de arbitraje se ven dificultados en su accionar debido a las restricciones impuestas por el Banco Central mediante el artificio del encaje a que están sometidas las operaciones de *in/out-flow* de los ADRs chilenos.

Las conclusiones de esta investigación para los inversionistas se orientan a que toda emisión de ADRs chilenos ha probado estar asociada con expectativas de incremento

en el precio del activo subyacente, las cuales, en promedio, no han sido validadas; por lo tanto, todo anuncio de emisión de capital vía ADR debe ser estudiada en profundidad, con el fin de identificar expectativas muy promisorias o burbujas especulativas. Afortunadamente para los accionistas de las empresas bilistadas, esta estrategia de financiamiento no implica cambios en la información del activo, medido a través de su varianza. Sin embargo, la sensibilidad de dicho activo con respecto al mercado estadounidense aumenta, lo cual añade una nueva variable a los equilibrios de precios que debe ser monitoreada por el inversionista para mantener los niveles de riesgo y rentabilidad de su cartera acorde con lo esperado, recordando que la sensibilidad de dichos activos en relación al portfolio doméstico disminuye.

REFERENCIAS

- Basch M., y C. Budnevich (1994), Volatilidad y Eficiencia en el Mercado Accionario: Evidencia Reciente para el Caso Chileno, *Cuadernos de Economía* 92, 59-85.
- Bekaert, G. (1995), Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets, *World Bank Economic Review* 9, 75-107.
- Bekaert, G. y C. Harvey (1995), Time-Varying World Market Integration, *Journal of Finance* 50, 403-444.
- Berndt, E., B. Hall, R. Hall, y J. Hausman (1974), Estimation and Inference in Non-linear Structural Models, *Annals of Economic and Social Measurement* 3/4, 653-665.
- Black, F. (1976), Studies in Stock Price Volatility Changes, Proceeding of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics, *American Statistics Association*, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Bollerslev, T., R. Engle, y J. Wooldridge (1988), A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances, *Journal of Econometrics* 52, 201-224.
- Campbell, J., y Y. Hamao (1992), Predictable Stock Returns in the US and Japan: A Study of Long-Term Capital Market Integration, *Journal of Finance* 47, 43-69.
- Dickey, D., y W. Fuller (1981), Likelihood Ratio Test for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* 49, 1057-1072.
- Dwyer, G., y R. Hafer (1988), Are National Stock Markets Linked?, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, November-December, 3-14.
- Eun, C., y S. Shim (1989), International Transmission of Stock Market Movements, *Journal of Finance and Quantitative Analysis* 24, 241-256.
- French, K., y R. Roll, 1986, Stock Return Variances, *Journal of Financial Economics* 17, 5-26.
- French, K., W. Schwert, y R. Stambaugh (1987), Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics* 18, 3-29.
- Freedman, R. (1989), A Theory of the Impact of International Cross-listing, Working Paper, Stanford University.
- Hargis, K. (1995), Time-varying Transmission of Price and Volatility: Latin American Equity Markets: 1989-1994, University of Illinois Working Paper.

- Howe, C., y J. Madura (1990), The Impact of International Listing on Risk: Implications for Capital Market Integration, *Journal of Banking and Finance* 14, 1133-1142.
- Howe, C., J. Madura, y A. Tucker (1993), International Listings and Risk, *Journal of Banking and Finance* 16, 99-110.
- Kato, K., S. Linn, y J. Schallheim (1991), Are There Arbitrage Opportunity in the Market for American Depositary Receipts?, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* 1, 73-89.
- King, M., y S. Wadhvani (1990), Transmission of Volatility Between Stock Markets, *Review of Financial Studies* 3, 5-35.
- King, M., E. Sentana, y S. Wadhvani (1994), Volatility and Links Between National Stock Markets, *Econometrica* 62, 901-933.
- Hamao, Y., R. Masulis, y V. Ng (1990), Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets, *Review of Financial Studies* 3, 281-307.
- Jayaraman, N., K. Shastri, y K. Tandon (1993), The Impact of International Cross Listing on Risk and Return: The Evidence from American Depositary Receipts, *Journal of Banking and Finance* 17, 91-103.
- Makhija, A., y R. Nachtmann (1990), Variance Effects of Cross-Listing of NYSE Stock in Tokyo, *Pacific-Basin Capital Markets Research* 1, 215-226.
- Nelson, D. (1990), Stationary and Persistence in the GARCH(1,1) Model, *Econometric Theory* 6, 318-334.
- Nelson, D. (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica* 59, 347-370.
- Parisi, F. (1995), Price and Variance Transmission from the U.S. Capital Market to Foreign Capital Markets, *Estudios de Administración* 2, 77-109.
- Parisi, F. (1996), Multiefecto de Precios, Varianzas e Innovaciones de Economías Líderes en el Premio por Riesgo de Países no-Líderes, *Academia* 18, 55-86.
- Roll, R. (1989), Price Volatility, International Market Links, and Their Implications for Regulatory Policies, *Journal of Financial Services Research* 3, 211-246.
- Rosenthal, L. (1983), An Empirical Test of the Efficiency of the ADR Market, *Journal of Banking and Finance* 7, 17-29.
- Schwert, W. (1989), Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?, *Journal of Finance* 44, 1115-1153.
- Schwert, W. y P. Seguin (1990), Heteroskedasticity in Stock Returns, *Journal of Finance* 45, 1129-1155.
- Sholes, M., y J. Williams (1977), Estimating Betas from Nonsynchronous data, *Journal of Financial Economics* 5, 309-327.
- World Bank (1993), Emerging Stock Markets Factbook, International Finance Corporation Washington, D.C.