

¿ES ÚTIL LA INFORMACIÓN CONTABLE PARA APROXIMAR EL RIESGO SISTEMÁTICO EN EL MERCADO DE CAPITALES CHILENO?, EVIDENCIA PARA 1994-2004.

Cristhian Mellado Cid ^a • Mauricio Jara Bertin^b • José Arias Moya ^c

Clasificación: Trabajo empírico - investigación
Recibido: Marzo 2009 / Aceptado: Diciembre 2010

Resumen

El objetivo del presente trabajo es analizar la existencia de una relación que permita sugerir que la estimación de un riesgo sistemático estimado por medidas contables permite aproximar el riesgo sistemático estimado por medio de medidas de mercado, bajo la concepción de que las utilidades contables sirven para anticipar futuros *cash flows* que la empresa puede generar y su influencia en las rentabilidades de las acciones. Utilizando datos de 27 empresas chilenas cotizadas en Bolsa durante el período 1994–2004, nuestros resultados muestran que las medidas contables, a pesar de influir sobre la rentabilidad de las acciones, no son adecuadas para aproximar el riesgo sistemático de mercado por medio de la estimación de betas contables.

Palabras Claves: Riesgo sistemático, betas de mercado, betas contables, utilidades reportadas, cash flow de las operaciones, sorpresas en las utilidades.

Abstract

Because information conveyed by corporate financial statements is highly influential and, thus, plays a central role in capital markets, we analyze the usefulness of accounting measures to approximate the systematic risk, under the notion that accounting numbers are proxies of the firm performance as well as the ability of earnings to anticipate future cash flows that can influence on stock returns. Specifically, using data from 27 listed Chilean firms between 1994 and 2004, our results show that accounting measures, despite of interfere on stock returns, are not adequate to approximate the systematic risk of the market through the estimation of accounting betas.

Key Words: Systematic risk, market beta, accounting betas, cash flow from operations, reported earnings, earnings surprises.

a Universidad Católica de la Santísima Concepción, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, E-mail: cmellado@ucsc.cl

b Universidad Católica de la Santísima Concepción, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, E-mail: majara@ucsc.cl

c Universidad Católica de la Santísima Concepción, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, E-mail: josearias@ucsc.cl

Introducción

En los últimos años ha surgido una preocupación, tanto en el ámbito académico como entre los profesionales y las autoridades reguladoras, por la información que se emite al mercado y el cómo influye esta en el costo de capital que tienen que afrontar las empresas. Esta inquietud, común en muchos países después de los escándalos financieros que sacudieron la opinión pública¹, ha tenido como consecuencia natural la búsqueda en la mejora de la transparencia informativa en los mercados financieros. Una fuente primaria de información corporativa al mercado son los estados financieros, puesto que permiten conocer de manera aproximada el rendimiento de la empresa, lo que puede constituir un elemento clave para la valoración de esta. Claros ejemplos de su uso son la configuración de esquemas de compensación (Watts y Zimmerman, 1986; O'Byrne, 1990), la fijación de cláusulas en los contratos de endeudamiento (DeAngelo et al., 2002), en las ofertas iniciales de acciones y ofertas de adquisición (Teoh et al., 1998b, 1998a) y en general, como información útil para cualquier tipo de inversor. Entonces, cabe preguntarse en qué medida la información contenida en los estados financieros sirve para estimar el riesgo sistemático de una empresa comparado con un portafolio de mercado.

De facto, por parte de autoridades dicha motivación se ha puesto de manifiesto. Por ejemplo, el ex presidente del SEC, Arthur Levitt (1998), sugiere que una mayor calidad de la información contable reduce el costo de capital". De igual manera, Neal Foster (2003), un miembro de *Financial Accounting Standards Board* (FASB), apunta que una mayor información implica una menor incertidumbre, por lo que la gente pagará más por la certeza. En un contexto de información financiera, el resultado final de una mejor información divulgada repercutirá en un menor costo de capital. No obstante, mientras que dichas sugerencias rondan en lo intuitivo, sorprendentemente existen muy pocos trabajos teóricos que trabajan en dicho nexo.

Pese a lo escaso de los trabajos teóricos que intentan buscar argumentaciones sobre estas relaciones, si existe un importante cuerpo de trabajos empíricos, principalmente en el área contable, que han centrado sus esfuerzos en la búsqueda de una relación entre la información contable y el costo de capital. Al momento de buscar dicha relación, como resulta natural, han surgido bastantes

dudas y críticas bajo la argumentación de que las cifras contables contienen en sus estimaciones distintos grados de subjetividad y criterios que las hacen ser poco confiables al momento de intentar medir el valor de la empresa, y también argumentos que dicha información solo se basa en información histórica que no permite proyectar a la empresa a una situación futura. No obstante, otra corriente literaria argumenta que dichas subjetividades pueden ser importantes puesto que contienen estimaciones de futuros cash flows, lo que mejoraría la relevancia del valor si es que dicha información representa una señal creíble de información privada que posee la dirección de la empresa acerca de los futuros *cash flow* que se puedan generar (Healy y Palepu, 1993; Dechow, 1994; Dechow y Dichev, 2002; Francis et al., 2005).

De una manera más específica, resulta poco claro en qué medida la información contable emitida pueda reducir el riesgo no diversificable en portafolios con acciones múltiples. Los modelos de valoración de activos, como el CAPM, y la teoría de portafolios enfatizan la importancia de distinguir los riesgos que son diversificables de aquellos que no lo son. Esto significa que el desafío para la investigación contable es el demostrar cómo la información contable influye en el costo de capital a pesar de la influencia de fuerzas de diversificación.

Nuestro trabajo se centra precisamente en abordar estas cuestiones, bajo la definición de que el costo de capital es el retorno esperado de las acciones de la empresa. Esta definición es consistente con aquellos modelos estándar de valoración de activos utilizados en las finanzas (Fama y Miller, 1972), como también en un cierto de investigaciones en contabilidad que utilizan los cash flows descontados o modelos para la estimación de utilidades anormales con la finalidad de inferir el costo de capital (Gebhardt et al., 1999; Botosan, 1997).

Específicamente, el objetivo principal del presente trabajo consiste en la búsqueda de medidas contables alternativas que expliquen de una manera adecuada el riesgo sistemático de mercado para las empresas que cotizan en bolsa en los mercados chilenos.

Nuestros resultados ponen de manifiesto, por un lado, la existencia de una estrecha relación entre la información contable y la rentabilidad de las acciones y, por otro lado, la falta de significatividad al momento de buscar medidas contables alternativas que expliquen de una manera consistente el riesgo sistemático de la empresa.

Para llevar a cabo el estudio, estructuramos el artículo

¹ Piénsese, por ejemplo, en los casos Enron, Worldcom o Parmalat.

en seis epígrafes. Tras la introducción, en el segundo de ellos realizamos un repaso de la literatura riesgo sobre sistemático y su relación con la contabilidad. Esta revisión da paso a la formulación de las hipótesis que trataremos de contrastar empíricamente. La descripción de la muestra objeto de estudio así como la presentación de la metodología y de las variables utilizadas para el análisis constituyen el contenido del tercer epígrafe, mientras que en el cuarto expondremos los resultados obtenidos y comentaremos algunas de sus implicaciones. El trabajo finaliza con un apartado en el que se exponen las conclusiones alcanzadas.

2. Marco Teórico y revisión de la literatura.

Si bien es cierto que hoy en día existen una gran variedad de modelos y propuestas para medir el costo de capital de las empresas, los postulados de la estructura de capital de Modigliani y Miller (1958 y 1963) y el modelo de valoración de activos CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) son las metodologías más utilizadas para cuantificar el costo de capital de las empresas. No obstante, al relajar las hipótesis fundamentales de estos modelos, específicamente cuando existe información asimétrica que se deriva de la separación entre el control y la financiación de la empresa (Jensen y Meckling, 1976), la información contable puede tornarse relevante. Esto, sumado a que la utilización informativa de medidas de *cash flow* entraña el inconveniente de un inexacto ajuste entre el movimiento de fondos y el periodo que ha dado origen a ese movimiento, explica en cierta medida que la utilización de la información contable pueda ser un elemento válido para estimar el costo de capital de las empresas² (Dechow, 1994; Sloan, 1996; Dechow et al., 1998; Liu et al., 2002; Kothari et al., 2005). Esto se ha puesto de manifiesto a través del FASB, en los *Statement of Financial Accounting Concepts* nº 1, donde se establece que “*la información acerca de los beneficios de las compañías generalmente proporciona una mejor orientación sobre su eficiencia que la información contenida en las entradas y salidas de efectivo*”. De esta manera, cabe preguntarse qué medidas contables explican de alguna manera el costo de capital de la empresa bajo la premisa que en sus estimaciones existe cierto nivel de certeza sobre desempeños futuros, y entregar una cierta comparabilidad con las medidas de mercado que suelen utilizarse para la medición de dicho costo.

Para lograr esto, debemos recurrir a un modelo de valoración de activos como el CAPM. El Capital asset pricing model, desarrollado por Sharpe (1964) y Lintner (1965), que intuye un modelo de expectativas, cuya principal finalidad es predecir las rentabilidades de los títulos, bajo una formulación que se encuentra expresada en términos de valores esperados de los retornos de los títulos y las covarianzas de los *cash flows* futuros –esto es, la covarianza de los retornos esperados en relación a los retornos esperados de un portfolio de mercado-. Por lo tanto, se intenta explicar que una porción de la variación en sección cruzada de los retornos de los títulos se debe a las diferencias en las covarianzas de los riesgos de los títulos. En adición, dados los objetivos de nuestro estudio, pensamos que una solución es estimar el riesgo sistemático a partir de información contenida en los estados financieros, tal como hemos mencionado anteriormente. Para ello contrastaremos una serie de medidas obtenidas de manera directa desde los estados financieros y obtenidas por modelos de expectativas para determinar sorpresas en las utilidades reportadas como sugiere Kothari et al. (2006), quienes argumentan que la reacción del mercado a sorpresas en las utilidades nos entrega un marco de mayor entendimiento al momento de explicar las conexiones entre utilidades, precios de los títulos y tasas de descuento.

De una manera más específica, nuestro estudio se centrará solo en el análisis del riesgo sistemático estimado por medio de datos de mercado y por medio de datos contables. La ecuación (1) muestra la estimación del riesgo sistemático:

$$\beta = \frac{\text{cov}(r_i, R_M)}{\sigma^2(R_M)} \quad (1)$$

Donde β es el riesgo sistemático del activo, $\text{Cov}(r_i, R_M)$ es la covarianza entre el rendimiento del activo i $\text{Cov}(r_i, R_M)$ y el rendimiento del portfolio de mercado (M) y $\sigma^2(R_M)$ es la varianza del portfolio de mercado.

De esta manera, el CAPM y, específicamente, la estimación del riesgo sistemático nos proporciona una lógica simple para estimar la rentabilidad exigida sobre un activo. No obstante, existen ciertas limitaciones al momento de llevar el modelo a la práctica. Por ejemplo, Ross

²Cabe pensar que estos postulados pueden no ser válidos puesto que la información contable puede ser utilizada con fines oportunistas de manera de mostrar una imagen desvirtuada de la empresa. Sin embargo, resultaría importante analizar la influencia que la información contable tiene sobre el costo de capital a distintos niveles de calidad de dicha información.

(1977) sugiere que el portfollio de mercado no es observable, y por lo tanto el investigador debe realizar una serie de supuestos y ajustes de manera de adaptar el modelo a la realidad y a la información de la que se dispone³.

Por otra parte, desde el punto de vista contable, Watts y Zimmerman (1986) sugieren que existen motivos suficientes para inferir que los datos contables son útiles al momento de determinar el riesgo sistemático de los títulos⁴, no solo en empresas que no cotizan en bolsa sino que también las que sí, cuyo riesgo sistemático puede calcularse a través del modelo de mercado. Esto infiere que si la utilidad contable puede ser un sustituto de los *cash flow*, entonces un beta contable podría también ser una medida adecuada que aproxime el riesgo sistemático.

Adicionalmente, en relación a la hipótesis de mercados eficientes, Ball y Brown (1962) apuntan que la eficiencia de mercado de capitales entrega justificaciones en la selección de conductas en los cambios de los precios de los títulos como una prueba operacional de utilización de la información contenida en los estados financieros. Por su parte, Beaver (1968) ofrece un argumento similar argumentando que la investigación positiva en mercados de capitales en donde, a diferencia de aquellas investigaciones normativas que se centran en políticas contables óptimas, utiliza los cambios en los precios de los títulos como un objetivo, y la información contable para inferir si esta es útil o ayuda a explicar dichos cambios poniendo especial énfasis en la utilidad de dicha información para los participantes del mercado. Otras investigaciones nos muestran como los directivos intentan señalar información relevante al mercado acerca de sus oportunidades de inversión a través de las cifras contables, lo que podría ser importante al momento de determinar el costo de capital (Healy y Wahlen, 1999). En adición a esto, investigaciones como Kothari et al. (2005) concluyen que los precios de los títulos reaccionan positivamente a sorpresas positivas en las utilidades reportadas, estimadas por medio de regresiones AR1 de Fama y Macbeth (1973), sugiriendo que las utilidades reportadas y las tasas de descuento tienen un comportamiento conjunto que explican una gran parte de los cambios en las rentabilidades de los títulos.

De una manera más específica, el beta contable de una empresa marca la sensibilidad de sus retornos contables al retorno promedio del mercado. De acuerdo con los argumentos anteriormente expuestos, podríamos enunciar nuestra hipótesis –bajo la suposición de que empleare-

mos una serie de medidas contables-

H1: Existen betas estimadas por alguna medida contable que expliquen de manera adecuada el riesgo sistemático de una empresa”.

En adición a estos postulados, Lambert et al. (2006) muestran que el ratio *cash flow* futuros esperados sobre la covarianza de los *cash flows* de una empresa con la suma de todos los *cash flow* en el mercado representa un factor clave para la determinación del costo de capital. En tal sentido, estos autores demuestran que la información contable influencia al costo de capital de la empresa en al menos dos vías: Directamente e indirectamente. La influencia directa guarda relación a la intuición de que una mayor calidad de la información contable no afecta a *cash flows* generados per se, pero sí afecta a las distintas valoraciones que tienen los participantes del mercado acerca de la distribución de los *cash flow* futuros. El efecto indirecto hace referencia a que una mayor calidad de la información contable afecta a las decisiones reales de la empresa, lo que tendría influencia en los valores esperados y en las covarianzas de los *cash flow* de la empresa.

Así, trabajos previos sugieren una relación indirecta entre la información contable y el costo de capital de la empresa que, generalmente se basan en la liquidez de los mercados y en la selección adversa en los mercados secundarios (Diamond y Verrecchia, 1991; Baiman y Verrecchia, 1995; Easley y O’hara, 2004). No obstante, estos estudios analizan escenarios con una empresa individual o escenarios donde los *cash flows* a través de las empresas se encuentran no correlacionados, lo que significaría que existe poca claridad de si los efectos mostrados por estos estudios pueden ser extendidos ante fuerzas de diversificación –portfolios-. Cabe señalar, que en el presente trabajo no nos dedicaremos a objetar el posible rol que cumple la liquidez del mercado en el costo de capital de las empresas, como sugieren un gran número de estudios empíricos (Easley et al., 2002; Chordia et al., 2001), sino que más bien, nos centraremos en la búsqueda de medidas que expliquen de una manera alternativa el cómo la información contable puede incidir en el riesgo no diversificable.

3. MUESTRA, VARIABLES Y METODOLOGÍA.

En la presente sección presentaremos el proceso de selección de la muestra, la definición de variables y algu-

³La delimitación del portfollio más utilizada y reconocida en el contexto chileno son la utilización de una cartera de inversiones formada por las empresas que integran el Índice General de Precios de Acciones, en adelante IGPA.

⁴Bajo la concepción de que la utilidad viene definida como la suma entre *cash flow* y devengos. Entonces, si existe una relación entre *cash flow* y la utilidad, el CAPM debería incorporar dicha relación.

nas cuestiones metodológicas para llevar a cabo nuestro contraste empírico de hipótesis.

3.1. Muestra

La muestra empleada en nuestro análisis se encuentra formada por datos trimestrales y mensuales para 27 empresas chilenas no financieras que han cotizado en mercados de valores a lo largo del periodo 1994-2004. La información empleada se obtuvo de la Ficha Estadística Codificada Uniforme (FECU) proporcionada por la Superintendencia de Valores y Seguros de Chile. Al tratarse de empresas que cotizan en mercados de valores ha de entenderse que el tamaño de las compañías podría calificarse de grande o medio-grande.

En relación a la definición de la muestra, está solo se considero las 18 empresas más transadas dentro del IGPA: Calichera, Cap, CGE, Cervezas, Conchatoro, Coppec, CTC, Endesa, Enersis, Entel, Iansa, Inforsa, Madedeco, Masisa, Oro Blanco, San Pedro, SQM, Zofri.

3.2. Variables

Las variables utilizadas para el contraste de nuestra hipótesis y una descripción estadística de la muestra se detallan en la Tabla 1. Nuestra medida básica para el presente estudio y para la estimación del modelo de mercado es la rentabilidad trimestral de las acciones (R), calculada como el cambio trimestral en el valor de cotización de la acción más el dividendo –si el periodo lo requiere- dividido por el precio de la acción al inicio del periodo –trimestre-. Adicionalmente, se establecerá una rentabilidad de mercado R_{mm} la cual es la rentabilidad –trimestral- del IGPA. Finalmente, R_{mc} es la rentabilidad contable trimestral del portfolio de empresas construido en base a la disponibilidad de información contable de las empresas que participan en el mercado⁵.

En relación a nuestras medidas de rentabilidad contable, hemos definido una serie de variables contables que nos darán pié para poder establecer una comparación de las betas estimadas con datos contables y las betas estimadas con información de mercado. En primer lugar, haremos uso de la cifra de utilidad contable (E) que se encuentra definida como la utilidad antes de ítems extraordinarios dividido por el total de activos. Adicionalmente, utilizaremos de igual manera una medida que nos permita cuantificar los cambios en la utilidad contable

(ΔE) que se encuentra definido como la utilidad en el periodo t menos la del periodo $t-1$ dividido por el activo total medio. También emplearemos en nuestro estudio la variable ROE definida como la razón utilidad del ejercicio dividida por el patrimonio total y el cash flow de las operaciones (CFO) que corresponde al flujo neto de las actividades de explotación.

Si bien es cierto que las variables anteriormente expuestas para estimar el riesgo sistemático contable pueden resultar adecuadas, resulta de igual manera conveniente analizar las sorpresas en las utilidades contables respecto a las esperadas para dicho periodo. En relación a esto, Kothari et al. (2006) plantean que los shocks o sorpresas en las utilidades explican una porción significativa de los retornos de las acciones, lo que puede ser importante al momento de determinar el costo de capital de las empresas. De esta manera, hemos definido SU1 como el error de predicción de la utilidad para la empresa i en la cartera j de un modelo auto-regresivo –de la cartera de empresas- y, SU2 es el error de predicción de los cambios en la utilidad para la empresa i en la cartera j de un modelo auto-regresivo. Cabe señalar, que ambas variables han sido estimadas con 4 trimestres de desfase con la finalidad de controlar la estacionalidad que pueden presentar las cifras de utilidades.

Otras variables que pueden ser relevantes de las que haremos uso y que pueden ser útiles al momento de buscar una relación entre betas contables y betas de mercado, son la razón de circulante RC definida como la división entre activos circulantes y pasivos circulantes, el leverage –DTEB- definido como el endeudamiento total dividido por el patrimonio total, DTAB definida como el endeudamiento total sobre el total de activos, y el tamaño –LNTAB- medido como el logaritmo natural del total de activos.

Para poder comparar los distintos riesgos –mercado vs contable- debemos definir el riesgo sistemático o beta de mercado B_m que se encuentran estimadas por medio de regresiones univariantes por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y los betas contables estimados por cada medida contable definida anteriormente. Finalmente, también realizaremos estimaciones GMM (método generalizado de momernto) para determinar, a modo de robustez, en qué medida nuestras medidas de rentabilidad

⁵Esto puede suponer una limitación de nuestro trabajo puesto que estaremos comparando betas estimados en carteras distintas (IGPA, por una parte y el portfolio contable, por otra parte). No obstante, la imposibilidad de obtener un mayor volumen de información nos lleva a limitarnos al estudio con la información de la que disponemos

contable influyen sobre las rentabilidades de los títulos. Para ello debemos definir un conjunto de variables dicotómicas relativas a cada trimestre $DTRIM_i$ que toma el valor 1 en el trimestre i y cero en otro caso.

3.3. Metodología

En consonancia con nuestro objetivo planteado, estructuraremos nuestras estimaciones en tres grupos: (1) estimación de medidas contables –errores de predicción–, (2) estimación de betas de mercado y betas contables, (3) contrastar relación entre las medidas contables y las rentabilidades de las acciones, y entre los betas contables y de mercado.

Para la realización, primero debemos analizar cómo E y ΔE se distribuyen a través del tiempo en términos de persistencia, con la finalidad de poder establecer si existen sorpresas en las utilidades reportadas. Esto lo pone de manifiesto Berglund (1993) quien apunta que la beta depende de las revisiones de las expectativas sobre el futuro sugiriendo que en casos que las cifras contables no sean las esperadas, dicha parte no esperada dará lugar a dichas revisiones. Para ello, el modelo de auto-correlaciones de Fama y MacBeth (1973), basado en regresiones respecto a datos de periodos anteriores⁶, nos permitirá establecer, por medio del término de error, aquellas sorpresas en las utilidades reportadas o en los cambios en las utilidades. La ecuación (2) representa el mencionado modelo, en donde X puede tomar el valor E o ΔE :

$$X_{it} = \alpha + \beta_{it-4} + \mathcal{E}_{it} \quad (2)$$

De esta manera, $SU1$ y $SU2$ representará el término de error, \mathcal{E}_{it} , de las regresiones AR1 para E y ΔE , respectivamente.

Ahora bien, para la estimación de los betas de mercado, estimaremos mediante mínimos cuadrados ordinarios –serie temporal– una serie de regresiones en las que la variable dependiente es la rentabilidad –trimestral– R_{it} del título i en el periodo t , y la variable explicativa será la rentabilidad –trimestral– R_{mt} del portfolio –IGPA o IPSA– en el periodo t . Dichas estimaciones se representan en la ecuación (3):

$$R_{it} = \alpha + \beta_i R_{mt} + \mathcal{E}_{it} \quad (3)$$

Así, los coeficientes β_i estimados representarán el riesgo sistemático del título i o el denominado beta bursátil o de mercado.

En cuanto a los betas estimados por medio de las distintas medidas de rentabilidad contable definidas – E , ΔE , ROE , CFO , $SU1$ y $SU2$ –, se estimaron una serie de regresiones (serie temporal por empresa y por medida de rentabilidad) mediante mínimos cuadrados ordinarios, en donde la variable dependiente es la medida rentabilidad contable –mensual o trimestral–, y cuya variable explicativa será la rentabilidad contable del portfolio de empresas en el periodo t . La ecuación (4) representa el mencionado modelo, en donde X puede tomar el valor de E , ΔE , ROE , CFO , $SU1$ y $SU2$.

$$X_{it} = a + b_{xi} X_{mt} + e_{it} \quad (4)$$

Así, los coeficientes b_{xi} estimados representa el riesgo sistemático para la medida X y el título i calculado a partir de información contable o el denominado beta contable.

Una vez estimados los betas, un análisis previo es responder a la interrogante sobre qué medida contable es capaz de explicar las rentabilidades de mejor manera para nuestra muestra seleccionada. Para poder llevar a cabo dicha comparación, estimaremos mediante mínimos cuadrados ordinarios la ecuación (5) una serie de regresiones en las que la variable dependiente es el indicador de rentabilidad de las acciones (R_{it}) y la variable explicativa X sintetiza las medidas a comparar (E , ΔE , ROE , CFO , $SU1$ y $SU2$).

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 DTRIM_i + \mathcal{E}_{it} \quad (5)$$

Adicionalmente, ante la presencia de posibles problemas de endogeneidad que puede presentar las estimaciones de la ecuación (5), es aconsejable utilizar, a modo de robustez, el método generalizado de momentos (GMM) a través del estimador de sistemas (*system estimator*) de Arellano y Bond (1998). Pese a que las estimaciones en primeras diferencias pueden ser una buena manera de hacer una estimación preliminar, dado que elimina el sesgo que viene derivado de la existencia de efectos fijos y específicos de cada individuo y , al mismo tiempo, permite tratar los problemas de endogeneidad (Bond, 2002), presenta algunas deficiencias (Alonso y Arellano 1999) que pueden ser enmendadas mediante la utilización de un estimador GMM ampliado, en el cual las primeras diferencias retardadas de las series sean también utilizadas como instrumentos por las ecuaciones en niveles (Blundell y Bond, 2000; Blundell et al., 2000; Bond, 2002). Hemos tratado de solventar los problemas de endogenei-

⁶Hemos utilizado 4 meses de retardo.

dad mediante el recurso a un mínimo de dos retardos para el empleo de nuestra variable explicativa como instrumento.

La consistencia de los estimadores GMM depende de la ausencia de autocorrelación serial de segundo orden del término de error de los residuos de las regresiones y de la validez de los instrumentos. Por ese motivo se presentan las pruebas de especificación del modelo (Arellano y Bond, 1991; Arellano y Bond, 1998). La validez de los instrumentos se prueba a través del test de sobreidentificación de restricciones de Hansen que evalúa la validez conjunta de los instrumentos seleccionados. Se realiza también otra prueba para comprobar que el término de error de las regresiones no presenta correlación serial de segundo orden, ya que la propia definición del modelo hace muy probable la existencia de correlación serial de primer orden.

Para contrastar si existen diferencias significativas entre los betas de mercado y betas contables, hemos realizado dos pruebas estadísticas. En primer lugar llevamos a cabo un análisis de correlación. En segundo lugar, hemos efectuado la prueba de Wilcoxon-Mann-Whitney, la cual aplicaremos con la finalidad de contrastar diferencias significativas entre los distintos grupos de betas.

4. RESULTADOS

Tabla 1: Estadísticos descriptivos y correlaciones. Principales estadísticos descriptivos de la muestra. En el Panel A se muestra la media, mediana, valores mínimos, máximos y desviación estándar de cada variable, el Panel B muestra las correlaciones de Pearson para las principales variables empleadas para la estimación de los betas. En el panel B *** indica un nivel de significación inferior al 1%, ** inferior al 5% y * inferior al 10%.

Panel A: Estadísticos descriptivos					
VARIABLES	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo	Mediana
R	0.016	0.195	-1	1.721	0.018
E	-0.025	0.183	-0.894	0.167	0.007
ΔE	-0.003	0.024	-0.184	0.147	-0.00002
ROE	-0.030	0.261	-2.429	0.360	0.016
SU1	-1.76e-11	0.012	-0.071	0.139	0.00002
SU2	-9.28e-12	0.014	-0.172	0.137	0.00003
CFO	0.0012	0.032	-0.115	0.234	0.0004

Panel B: Correlaciones de Pearson						
VARIABLES	E	ΔE	ROE	SU1	SU2	CFO
R	0.116**	0.057**	0.112**	0.141***	0.002	0.017*
E		0.773**	0.988***	0.0217	0.025	0.029
ΔE			0.775***	0.240***	0.552***	0.185***
ROE				0.028	0.054	0.043
SU1					0.543***	0.180***
SU2						0.241***

4.1. Análisis descriptivo

Partiendo de las variables descritas para la estimación de los betas, el panel A de la tabla 1 proporciona algunos de los estadísticos descriptivos de las variables que utilizaremos en la estimación de la ecuación (2), (3), (4) y (5). En general, la utilidad media es inferior a los cash flow de las operaciones, indicando que algunos niveles de devengo son generalmente positivos. Este resultado sugiere que la mayoría de las empresas de nuestra muestra se encuentran en una etapa de crecimiento y, por tanto, sus necesidades tanto de recursos de largo plazo como de capital de trabajo también se incrementan, por lo que las medidas contables podrían incidir en dichos requerimientos de capital o proyectar futuros cash flow.

En el panel B de esa misma tabla 1 ofrecemos los coeficientes de correlación de Pearson. Un primer análisis permite observar que R, E, ΔE , ROE, SU1 y CFO mantienen una correlación positiva y estadísticamente significativa, sugiriendo que tanto los cambios en las utilidades como las utilidades tienen alguna influencia sobre las rentabilidades de las acciones, lo que podría incidir indirectamente en la determinación del costo de capital y, más específicamente, en el riesgo sistemático. Cabe destacar que esta relación parece ser aun más significativa para SU1, indicando que las sorpresas en las utilidades inciden sobre los precios de las acciones.

4.2. Análisis Explicativo

El análisis explicativo comienza con la estimación de las variables de sorpresas en los beneficios. La tabla 2 muestra la media, la media del estadístico t asociado, el cuartil superior, la mediana y el cuartil inferior de los coeficientes de las estimaciones por trimestre de la ecuación (2). En el caso de la medida de utilidades trimestrales E (panel A) y en el caso de la medida de cambios en la utilidad ΔE (panel B) hemos estimado por el método de mínimos cuadrados ordinarios 37 regresiones por trimestre. Como es habitual en las investigaciones que hacen uso del modelo estimaciones con retardos, presentaremos el valor medio y mediano (este último entre paréntesis) de los coeficientes estimados y el valor medio del estadístico t que informa sobre la significación de dichos coeficientes. También reportaremos el número de veces que esos coeficientes resultaron significativos.

De acuerdo con el panel A de la mencionada tabla, para la estimación de las variables $SU1$ trimestrales, el

coeficiente de E_{t-4} es generalmente positivo, con una media (mediana) de 0.659(0.664) y cuyo estadístico t asociado presenta una media de 4.72. Los estimadores fueron significativos en 34 de las 36 regresiones. Esto indicaría que existe cierto nivel de persistencia en las utilidades reportadas trimestralmente inter-anales. Finalmente, este modelo parece explicar significativamente la variación de las utilidades trimestrales, pues la media (mediana) del R^2 -ajustado que es de 0.5 (0.58).

Los resultados para la estimación de la variable $SU2$ recogidos en el panel B muestran que el coeficiente de ΔE_{t-1} es generalmente positivo con una media (mediana) de 0.271 (0.243) y un estadístico t con una media de 1.4. Los estimadores fueron significativos en 15 de las 36 regresiones trimestrales. En este caso, el modelo parece no explicar sustancialmente la variación de los cambios en las utilidades reportadas, como indica la media (mediana) del R^2 -ajustado de 0.160 (0.076).

Tabla 2: Estimaciones trimestrales del modelo de auto-correlaciones de Fama y McBeth (1973).

Medias, medianas, cuartil superior e inferior de los coeficientes y del coeficiente R^2 ajustado, y medias de los estadísticos t para las regresiones de sección cruzada del modelo de auto-regresivo de Fama y McBeth (1973) con 4 retardos. La variable dependiente son las utilidades y los cambios en las utilidades. En el panel A se muestran los resultados obtenidos para E , el panel B los resultados obtenidos para de ΔE .

Panel A: Estimaciones de la ecuación (2) para E		
	E	Adj-R ²
Media	0.659	0.500
(Estadístico t)	4.72	
Q1	0.514	0.346
Mediana	0.664	0.580
Q3	0.835	0.648
Nº coef. significativos	34	
Nº regresiones	36	
Panel B: Estimaciones de la ecuación (2) para ΔE		
	ΔE	Adj-R ²
Media	0.271	0.160
(Estadístico t)	1.4	
Q1	0.092	0.049
Mediana	0.243	0.076
Q3	0.527	0.188
Nº coef. significativos	15	
Nº regresiones	36	

Antes de proceder con contrastar la existencia de una relación entre betas contables y de mercado, entregaremos un análisis previo en el intento de inferir qué medida contable es capaz de explicar de mejor manera las rentabilidades trimestrales para nuestra muestra seleccionada. De esta manera, expondremos los resultados de la estimación de la ecuación (5), en la que la rentabilidad de las acciones se hace depender de las medidas contables que deseamos contrastar (E, ΔE , ROE, CFO, SU1 y SU2). Los resultados de las estimaciones se recogen en la tabla 3; mientras que en panel A se presentan las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (OLS), en el panel B

se realiza un análisis de robustez a través del método de datos de paneles dinámicos del estimador de sistemas.

Tanto los resultados del panel A como del Panel B de la tabla 3 dejan clara la ausencia de relación estadísticamente significativa entre la rentabilidad anual de las acciones (R) y nuestra medida de sorpresas en los cambios en la utilidad (SU2). Por este motivo, nuestra comparación en los betas estimados se centrará a las demás medidas contables.

Tabla 3: Comparación de variables de desempeño

Resultados de la estimación de la ecuación (5). En todos los casos la variable dependiente es R_i , definida como la rentabilidad trimestral de las acciones. Las variables explicativas son la utilidad trimestral antes de impuestos e ítems extraordinarios (E), la variación de la utilidad trimestral (ΔE), la ratio de rentabilidad sobre el patrimonio (ROE), el cash flow de las operaciones (CFO) y dos medidas de sorpresas en las utilidades (SU1 y SU2). El panel A muestra las regresiones OLS para cada caso con sus respectivos R^2 ajustados y estadísticos F. El Panel B muestra un análisis de robustez utilizando la metodología de datos de panel GMM del estimador de sistemas. Para las estimaciones mediante GMM se proporciona los test de auto-correlación serial de primer y segundo orden de los términos de error (Auto(1) y Auto (2)) y el test de Hansen de sobre-identificación de restricciones con sus correspondientes grados de libertad entre paréntesis. Se ha calculado para cada modelo (no reportado) el test de Wald de significación conjunta de los parámetros, cuyo resultado ha sido siempre significativo. *** indica un nivel de significación inferior al 1%, ** inferior al 5% y * inferior al 10%.

Panel A: Regresiones de sección cruzada						
Variables	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)
E	0.122 *** (3.46)					
ΔE		0.585 ** (2.15)				
ROE			0.088 *** (3.55)			
SU1				2.263 *** (4.33)		
SU2					0.038 (0.09)	
CFO						0.225 ** (1.97)
Constante	0.032 (0.85)	0.034 (0.90)	0.052 ** (1.37)	0.021 (0.58)	0.021 (0.57)	0.151 *** 7.20
Efecto temporal	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Estadístico F	9.48 ***	9.16 ***	9.51 ***	9.78 ***	8.96 ***	9.01 ***
R^2 ajustado	0.3207	0.3122	0.3214	0.3282	0.3070	0.3083
Observaciones	630	630	630	630	630	630

Panel B: Robustez con regresiones GMM (System Estimator)

Variables	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)	Coef (t-statistic)
E	0.529 *** (3.75)					
ΔE		0.075 ** (2.03)				
ROE			0.384 * (1.69)			
SU1				2.01 *** (4.15)		
SU2					10.495 (0.43)	
CFO						0.355 * (1.72)
Constante	0.043 (-1.16)	.021 (0.37)	-0.051 (-1.40)	-0.076 (-2.28)	.021 (0.33)	0.097 (0.045)
Efecto temporal	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Nº observac.	630	630	630	630	630	630
Estadístico F	9.09 ***	11.26 ***	7.69 ***	22.43 ***	26.60 ***	31.04 ***
Auto (1)	-2.29 **	-1.64	-2.31 **	-1.62	-2.44	-3.00 ***
Auto (2)	-1.16	-0.55	0.45	-0.72	-0.07	-0.38
Sargan - Chi(gl)	356.15(190) ***	292.55(190) ***	333.15(190) ***	271.12(190) ***	282.37(190) ***	342.08(200) ***
Hansen-Chi ² (gl)	2.10(190)	1.81(190)	1.01(190)	0.85(190)	1.12(190)	14.33 (200)

En lo que respecta al resto de medidas contables, de acuerdo al Panel A y Panel B de la tabla 3 -columnas (A), (B), (C), (D) y (F)- podemos observar que todos los coeficientes estimados resultan ser significativos, no obstante, el que parece explicar de mejor manera es la medida de sorpresas en las utilidades reportadas SU1. Fe de ello da el hecho que si comparamos, de una manera exploratoria, podemos observar que las relaciones entre $R_{2 \text{ Ajustado}}$ de las estimaciones y la significatividad de los coeficientes parece ser más consistentes en las estimaciones para dicha variable. Por lo tanto, cabe pensar que dicha variable sea la que mejor explique el riesgo sistemático, junto con las utilidades E y los cambios en las utilidades ΔE .

Tabla 4: Estimaciones de los Betas de mercado y contables

Medias, medianas, cuartil superior e inferior de los coeficientes y del coeficiente R^2 ajustado, y medias de los estadísticos t para las regresiones del modelo (3) y (4). La variable dependiente de los resultados del Panel A son la rentabilidad de las acciones en función de la rentabilidad de mercado (IGPA). El Panel B, C, D, E y F se muestran los resultados de las estimaciones del modelo (4) para las variables contables en función de la rentabilidad de mercado ponderada por el tamaño de los activos, estas variables son E, ΔE , ROE, SU1 y CFO, respectivamente

Panel A: Estimaciones de la ecuación (3)		
	Rm	Adj-R ²
Media	1.249	0.333
(Estadístico t)	4.622	
Q1	0.829	0.231
Mediana	1.181	0.337
Q3	1.525	0.448
Nº coef. significativos	18	
Nº regresiones	18	
Panel B: Estimaciones de la ecuación (4) para E		
	Em	Adj-R ²
Media	10.886	0.077
(Estadístico t)	2.603	
Q1	0.441	0.010
Mediana	0.728	0.016
Q3	1.227	0.026
Nº coef. significativos	3	
Nº regresiones	18	
Panel C: Estimaciones de la ecuación (4) para ΔE		
	ΔE_m	Adj-R ²
Media	11.367	0.191
(Estadístico t)	3.061	
Q1	5.568	0.112
Mediana	8.484	0.197
Q3	11.388	0.258
Nº coef. significativos	15	
Nº regresiones	18	
Panel D: Estimaciones de la ecuación (4) para ROE		
	ROE _M	Adj-R ²
Media	10.599	0.096
(Estadístico t)	1.979	
Q1	0.280	0.0168
Mediana	0.584	0.025
Q3	1.849	0.054
Nº coef. significativos	5	
Nº regresiones	18	

Panel E: Estimaciones de la ecuación (4) para SU1		
	$SU1_M$	Adj-R ²
Media	0.018	0.218
(Estadístico t)	2.002	
Q1	0.007	0.126
Mediana	0.016	0.179
Q3	0.024	0.319
Nº coef. significativos	14	
Nº regresiones	18	
Panel F: Estimaciones de la ecuación (4) para CFO		
	CFO_M	Adj-R ²
Media	10.519	0.155
(Estadístico t)	2.716	
Q1	3.920543	0.04455
Mediana	8.123	0.163
Q3	16.127565	0.2427
Nº coef. significativos	13	
Nº regresiones	18	

Con la finalidad de contrastar nuestra hipótesis de investigación propuesta, la tabla 5 muestra las estimaciones para dicho contraste⁷. En el panel A hemos recogido una matriz de correlaciones de Pearson como análisis previo, donde los resultados evidencian la falta de relación entre betas de mercado y betas contables, por lo que en primera instancia no podríamos aceptar nuestra hipótesis de investigación. Estos resultados se ven reforzados por el Panel B, en donde las pruebas de Mann-Whitney son todas estadísticamente significativas, evidenciando la escasa similitud o relación entre las betas estimadas mediante datos de mercado, en comparación con aquellas estimadas por medio de información contable.

Tabla 5: Correlaciones entre beta de mercado y betas contables y contraste de Mann-Whitney

En el Panel A se muestran las correlaciones de Pearson para los betas estimados. El Panel B se muestra las pruebas de varianza para determinar diferencias significativas entre ambos grupos. *** indica un nivel de significación inferior al 1%, ** inferior al 5% y * inferior al 10%.

Panel A: Correlaciones de Pearson					
	B_E	$B_{\Delta E}$	B_{ROE}	B_{SU1}	B_{CFO}
B_m	-0.146	-0.382	-0.230	-0.118	0.007
B_E		0.416*	0.693***	0.319	0.066
$B_{\Delta E}$			0.119	0.732***	0.032
B_{ROE}				0.025	-0.119
B_{SU1}					0.055

⁷No hemos aplicado otra técnica estadística más avanzada puesto que la disponibilidad de datos no nos permiten aplicarlas.

Panel B: Contraste de Mann-Whitney.

	B_m Vs. B_E	B_m Vs. $B_{\Delta E}$	B_m Vs. B_{ROE}	B_m Vs. B_{SU1}	B_m Vs. B_{CFO}
U de Mann-Whitney	107.0	5.0	95.0	0.0	7.0
W de Wilcoxon	278.0	176.0	266.0	171.0	178.0
Z	-1.740*	-4.967***	-2.120**	-5.125***	-4.904***

5. Conclusiones.

En los últimos años hemos asistido a una creciente preocupación, tanto en el ámbito regulatorio como académico, por velar que la información que se emite al mercado sea fidedigna y permita estimar de una manera óptima el costo de capital de las empresas. Esto ha traído como consecuencia, en el ámbito internacional, al establecimiento de una serie de líneas prioritarias tendientes a mejorar la transparencia informativa en los mercados financieros.

Una de estas fuentes de las cuales se debe prestar atención en términos de fiabilidad es la información contenida en los estados financieros, cuya concepción permite determinar ciertas medidas de desempeño empresarial. Esto, sumado a la incidencia que tienen algunas cifras contables sobre las rentabilidades anormales de las acciones, permite preguntarnos en qué medida dichas cifras pueden explicar el riesgo sistemático que enfrentan las empresas.

Nuestro trabajo se centra en determinar la existencia de una relación significativa que nos permita afirmar que los betas estimados por medio de datos contables pueden ser una medida alternativa al riesgo sistemático de mercado. Partiendo de una muestra de 27 empresas no financieras que cotizaron en la Bolsa de Comercio de Santiago durante el periodo 1994-2004, nuestros resultados revelan al menos dos cuestiones fundamentales al momento de considerar la información contable para fines de valoración de empresas.

En primer lugar, hemos obtenido una evidencia clara de la estrecha relación existente entre las variables de desempeño contable (E , ΔE y $SU1$) y la rentabilidad de las acciones. Específicamente, la medida proxy de sorpresas en las utilidades reportadas resulta ser la medida que parece explicar de mejor manera las rentabilidades de las acciones.

En segundo lugar, estos resultados tan alentadores a un nivel de empresa contrastan con la evidencia encontrada a un nivel de mercado. De esta manera, el hecho de que las variables contables expliquen en cierta medida la rentabilidad de las empresas no implica que el empleo de variables contables para la estimación de un

riesgo sistemático contable pueda ser una aproximación al riesgo sistemático de mercado de la empresa, por lo que nuestra hipótesis de investigación no puede ser aceptada. Cabe señalar, que los resultados alcanzados pueden deberse al hecho de que el riesgo sistemático de mercado refleja un mayor nivel de fuentes de información distintas a la información contable.

Son varias las posibles extensiones de nuestro trabajo. Por una parte, se puede analizar la influencia de la calidad de las utilidades contables sobre el coste de capital de la empresa y, más en concreto, estudiar cómo los coeficientes beta del CAPM se modifican en función de los distintos niveles de la calidad de las utilidades contables. También resultaría interesante abordar si algunos aspectos relacionados con la entrada de las normas internacionales de información financiera y la estimación de betas contables bajo dichas condiciones.

6. Referencias Bibliográficas.

- Arellano, M., y S. Bond. 1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies* 58 (2):277-297.
1998. Dynamic Panel Data Estimation Using DPD98 for Gauss: A guide for users. In Working paper. London: Institute of Financial Studies.
- Baiman, S., y R. E. Verrecchia. 1995. Earnings and price-based compensation contracts in the presence of discretionary trading and incomplete contracting. *Journal of Accounting and Economics*:93-121.
- Ball, R., y P. Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6:159-177.
- Beaver, W. 1968. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research Supplement* 6:67-92.
- Berglund, T. 1993. Measuring the Systematic risk of a firm accounting data versus stock market returns. In 17th Congress of the European Accounting Association. Venecia, Italia.
- Blundell, R., y S. Bond. 2000. GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production

- Functions. *Econometric Reviews* 19 (3):321-340.
- Blundell, R., S. Bond, y F. Windmeijer. 2000. Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standard GMM Estimator. In *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels: Advances in Econometrics*, edited by B. Baltagi. New York: Elsevier Science., 53-91.
- Bond, S. 2002. Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. In Working Paper 9/02: The Institute for fiscal Studies.
- Botosan, C. 1997. Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review* (72):323-350.
- Chordia, T., R. Roll, y A. Subrahmanyam. 2001. Market liquidity and trading activity. *Journal of Finance* 56:501-530.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, y K. H. Wruck. 2002. Asset liquidity, debt covenants, and managerial discretion in financial distress: the collapse of L.A. Gear. *Journal of Financial Economics* 64:3-34.
- Dechow, P. M. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18:3-42.
- Dechow, P. M., y I. D. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77:35-59.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, y R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25:133-168.
- Diamond, D. W., y R. E. Verrecchia. 1991. Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *Journal of Finance* 46 (4):1325-1359.
- Easley, D., S. Hvidkjaer, y M. O'Hara. 2002. Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance* 57:2185-2221.
- Easley, D., y M. O'hara. 2004. Information and the Cost of Capital. *Journal of Finance* 59 (4):1553-1583.
- Fama, E., y M. Miller. 1972. *The Theory of Finance*. Hinsdale, IL: Dryden Press.
- Fama, E. F., y J. D. MacBeth. 1973. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* 81 (3):607-636.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, y K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39:295-327.
- Gebhardt, W., C. Lee, y B. Swaminathan. 1999. Toward an implied cost of capital: Working paper, Cornell University.
- Healy, P., y K. G. Palepu. 1993. The effect of firms' financial disclosure strategies on stock prices. *Accounting Horizons* 7:1-11.
- Healy, P., y J. M. Wahlen. 1999. A review of the earnings management literature and its implication for standard setting. *Accounting Horizons* 13:365-383.
- Jensen, M. C., y W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4):305-360.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, y C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39:163-197.
- Kothari, S. P., J. Lewellen, y J. B. Warner. 2006. Stock returns, aggregate earnings surprises, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics* 79:537-568.
- Lintner, J. 1965. The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics* 47:13-37.
- Liu, J., D. Nissim, y J. Thomas. 2002. Equity valuation using multiples. *Journal of Accounting Research* 40:135-172.
- Modigliani, F., y M. Miller. 1958. The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *American Economic Review* 48:261-297.
- . 1969. A Comment on the Modigliani-Miller Cost of Capital Thesis: Reply. *American Economic Review* 59 (4):592-595.
- O'Byrne, S. 1990. Shareholder return and management performance. *Compensation and Benefits Review* 1:30-37.
- Ross, S. A. 1977. The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach. *Bell Journal of Economics* 8 (1):23-40.
- Sharpe, W. 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19:425-442.
- Sloan, R. G. 1996. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? *The Accounting Review* 71:289-315.
- Teoh, S. H., I. Welch, y T. J. Wong. 1998a. Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings. *Journal of Finance* 53 (6):1935-1974.
- . 1998b. Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50 (1):63-99.
- Watts, R. L., y J. L. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory*: Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ.