



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Maquieira V., Carlos; Olavarrieta S., Sergio; Zutta G., Pablo  
Determinantes de la estructura de financiación. Evidencia empírica para Chile  
El Trimestre Económico, vol. LXXIV (1), núm. 293, enero-marzo, 2007, pp. 161-193  
Fondo de Cultura Económica  
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340949004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## DETERMINANTES DE LA ESTRUCTURA DE FINANCIACIÓN Evidencia empírica para Chile\*

*Carlos Maquieira V., Sergio Olavarrieta S.  
y Pablo Zutta G.\*\**

### RESUMEN

El artículo analiza los determinantes de la estructura de capital para una muestra de 113 empresas registradas en la Bolsa de Comercio de Santiago de Chile. El periodo de estudio comprende de 1990 a 1998. A diferencia de trabajos anteriores para el caso de Chile se utiliza Lisrel (*Linear Structural Relations*) para analizar los determinantes y se encuentran diferencias importantes al momento de comparar los resultados obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En el primer caso sólo la rentabilidad y la tangibilidad de los activos surgen como variables significativas, esto es, cuanto mayor rentabilidad de la empresa menor endeudamiento y cuanto mayor proporción de activos colaterales (tangibilidad) mayor endeudamiento. Finalmente, al usar MCO se encuentra fuerte apoyo a los siguientes determinantes: tangibilidad, rentabilidad, regulación y calidad y un apoyo menos significativo al crecimiento, tamaño y clasificación industrial. Por tanto los errores de medición pueden ser importantes al estimar modelos, es decir los indicadores pueden no captar bien o completamente el constructor de interés.

### ABSTRACT

This paper studies the determinants of the capital structure for a sample of 113 firms that are listed in the Santiago Stock Exchange (Chile) in the period 1990-1998. The major difference between this and previous studies is the statistical method to analyze the data. Using LISREL (Linear Structural Relations), we find that tangibility of assets is significantly and positively related to the financial leverage and companies with higher level of profitability have more debt. On the other hand, if we use OLS we find that the leverage is

\* *Palabras clave:* estructura de financiación, estructura de capital, endeudamiento. *Clasificación JEL:* G32. Artículo recibido el 1- de febrero de 2005 y aceptado el 23 de junio de 2006.

\*\* C. Maquieira V., Departamento de Administración y Escuela de Postgrado, Economía y Negocios, Universidad de Chile (correo electrónico: emaqueira@unegocios.cl). S. Olavarrieta S., Escuela de Economía y Negocios, Universidad de Chile.

significantly related to tangibility, profitability, regulation and quality of the firm. We find less significant results related to growth opportunities, size and industrial classification. This paper shows that measurement errors are important when we have to choose proxies to capture the variables that determine the financial leverage.

## INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es investigar los determinantes de la estructura de capital de empresas chilenas. El método de estimación y el modelo establecido por Titman y Wessels (1988) sirven de base fundamental para lo que aquí se realiza. No existe evidencia empírica comparable directamente con este estudio, tanto por las variables usadas como por el método utilizado. El artículo más reciente en Chile de Gallego y Loayza (2000) analiza la estructura de capital y su evolución pero desde un punto de vista fundamentalmente macroeconómico, con algunas estimaciones micro para una muestra de 79 empresas chilenas entre 1985 y 1995 y sólo sobre la base de información contable y utilizando GMM para la estimación. Se pretende mejorar los estudios anteriores realizados en Chile<sup>1</sup> de cuatro maneras: *i*) abarcar una muestra mayor de empresas, *ii*) obtener más información de ellas (tanto contable como económica), que explican un rango mayor de determinantes teóricos, *iii*) usar diferentes medidas de la estructura de capital de la empresa y *iv*) emplear una metodología no usada en estudios chilenos, la cual tiene grandes ventajas frente a los métodos tradicionales.

Por medio del modelo de ecuaciones estructurales eliminamos los problemas econométricos que han sufrido estudios anteriores y corroboramos los posibles errores de medición de las variables analizadas que se presentan al estimar con métodos tradicionales. Al realizar estimaciones simultáneas y controlar por estos errores de medición, se encuentra apoyo sólo para los determinantes rentabilidad y tangibilidad.<sup>2</sup> Éstos también fueron encontrados significativos

<sup>1</sup> Entre éstos se encuentran Valenzuela (1987, 1989), Hernández y Walker (1993), Antoine *et al* (1996) y Gallego y Loayza (2000).

<sup>2</sup> Sin embargo, al usar MCO se encuentra gran apoyo para los siguientes determinantes: tangibilidad o valor colateral de los activos, rentabilidad, regulación y calidad. La prueba presentada apoya además, aunque no tan fuertemente, a los siguientes determinantes: crecimiento, tamaño y

con el método tradicional, por lo que los resultados en cuanto a estos factores son sólidos. Se muestra que las empresas tienden a usar holgura financiera para sus proyectos de corto plazo, en lugar de recurrir al endeudamiento y que además las empresas tienden a aumentar sus endeudamientos al poseer activos colaterales que la respalden. Presentamos además una comparación con los resultados que se obtendrían con mínimos cuadrados ordinarios.<sup>3</sup>

La sección I presenta los determinantes de la estructura de capital y resume la evidencia encontrada tanto para Chile como internacionalmente. La sección II describe el proceso de selección de la muestra, las variables que captan el concepto de apalancamiento (*leverage*) y los determinantes de interés y la presentación de la nueva metodología. La sección III presenta los resultados obtenidos. Al final se entrega las conclusiones del trabajo.

## I. DETERMINANTES DE LA ESTRUCTURA DE CAPITAL Y ENDEUDAMIENTO

La decisión respecto a la estructura de capital es una de muchas decisiones financieras que se toman simultáneamente. La empresa decidirá entre financiarse con deuda o con patrimonio. Si se inclina por la emisión de deuda deberá decidir acerca de su madurez, prioridad, si ésta será pública o privada, provisiones y cláusulas, lo cual define la estructura de endeudamiento. Lo anterior debería estimarse mediante un sistema de ecuaciones simultáneas que incluya estas decisiones; sin embargo la teoría aún no logra identificar todas las restricciones de este sistema.<sup>4</sup> A pesar de esto, la teoría sugiere que la toma conjunta de estas decisiones financieras se determine por las mismas características subyacentes. Basados en las teorías anteriores y la evidencia empírica, se encuentran diversas determinantes de la estructura de capital y de la estructura de endeudamiento, que serán consideradas en este estudio. Estos determinantes incluyen: conjunto de oportunidades de inversión, regulación, tama-

clasificación industrial. Por último, no se encuentra ninguna prueba en favor de escudos tributarios no relacionados a la deuda, volatilidad y unicidad.

<sup>3</sup> El primer trabajo en estructura de capital que intentó controlar este problema fue el de Titman y Wessels (1988).

<sup>4</sup> Barclay y Smith (1995).

ño y calidad de la empresa, volatilidad, valor colateral de los activos, ahorro tributario no relacionado con la deuda, unicidad, rentabilidad y clasificación industrial.

La evidencia empírica de este tema es abundante,<sup>5</sup> por lo que aquí nos centramos en los artículos más directamente relacionados con la prueba empírica desarrollada en este trabajo. En primer lugar, debemos resaltar el importante trabajo de Titman y Wessels (1988), quienes son los primeros en utilizar el modelo de ecuaciones estructurales para explicar la estructura de capital. Este es el trabajo precursor en intentar corregir los errores de medición en las variables y explicar mejor los determinantes de la estructura de capital usando simultáneamente varios indicadores. Los determinantes probados y su relación esperada con el endeudamiento son: valor colateral de los activos ( ), escudos tributarios no relacionados con la deuda ( ), crecimiento ( ), unicidad ( ), clasificación industrial ( ), tamaño ( ), volatilidad ( ) y rentabilidad ( ). Las proporciones de endeudamiento se calculan tanto respecto a valor de libro como de mercado del patrimonio, con lo que ofrecen explicaciones congruentes con los resultados obtenidos. La dirección y la magnitud, así como la significación de los parámetros, sugieren que los indicadores captan adecuadamente el concepto de los atributos. En cuanto a la estimación de los parámetros del modelo estructural, en general, los signos obtenidos son adecuados; sin embargo, muchos resultan pequeños y no significativos.

Los atributos que representan el escudo tributario, la estructura de activos y la volatilidad no parecen tener relación con la estructura o el nivel de endeudamiento. La evidencia es sólida para el atributo unicidad, así como para la clasificación industrial. La evidencia apoya la noción de que las empresas pequeñas usan más deuda de CP que las grandes. El tamaño se relaciona con la proporción deuda de LP/valor de libro pero no respecto al valor de mercado. Esto se puede deber a la relación positiva entre el atributo y el valor de mercado de la empresa. Así, empresas con alto valor de mercado, tienen más capacidad de endeudamiento y por ende mayores montos de deuda. Esto nos indicaría no el efecto tamaño sino el hecho de que

<sup>5</sup> Masulis (1988) y Harris y Raviv (1991) realizan una extensa revisión de la bibliografía de este tema tanto desde el punto de vista teórico como del empírico.

muchas empresas se guían por el valor de mercado del patrimonio al seleccionar los montos de deuda a largo plazo.

Los coeficientes estimados para el atributo rentabilidad son grandes y significativos para las proporciones de deuda/valor de mercado del patrimonio pero no para el valor de libro de éste. Lo anterior indica que aumentos en el valor de mercado del patrimonio, debido a un aumento en el ingreso operacional, no son completamente compensados por un aumento en el endeudamiento. Esto es congruente con la importancia de los costos de transacción y con el *pecking order*. Se menciona que los resultados de rentabilidad y tamaño no descartan forzosamente la hipótesis de irrelevancia. Tampoco debe verse el coeficiente positivo del atributo crecimiento para la deuda de LP/valor de libro del patrimonio, como en contraposición con las teorías de agencia y tributarias. Esto se debe sólo a que como las oportunidades de crecimiento agregan valor a la empresa, incrementan su capacidad de endeudamiento, lo que no se refleja en el valor de libro del patrimonio.

Barclay y Smith (1995) innovan al incorporar la proporción de deuda de LP/deuda total, para así separar la decisión acerca de la madurez de la deuda de las decisiones respecto al nivel de apalancamiento. Dentro del primer grupo se cuentan las oportunidades de inversión ( ), la regulación ( ) y el tamaño de la empresa ( ). En el segundo destacan la calidad de la empresa ( ) y el riesgo crediticio. En relación con esto último Diamond (1991,1993) plantea que las empresas con información favorable de su rentabilidad futura tenderán a emitir deuda de CP, debido a los bajos costos de refinanciación. Estas empresas tendrán las más altas calificaciones crediticias. Por otra parte y por la misma razón, empresas con no tan altas calificaciones de crédito preferirán financiarse a LP. Mientras que empresas con calificación muy pobre o que carecen de ella, aunque lo prefieran no podrán emitir deuda de LP por los altos costos de selección adversa. Se encuentra apoyo para esta relación no monotónica entre riesgo crediticio y madurez de deuda. El tercer grupo se refiere a la hipótesis tributaria de Brick y Ravid (1985), explicada anteriormente. En las regresiones que realizan se encuentran todos los signos esperados, corroborando todas las hipótesis antes expuestas,

excepto la hipótesis tributaria, en la que el coeficiente es significativo pero de signo opuesto al esperado.

### *Evidencia empírica para Chile*

Valenzuela (1987) estudia la influencia del sector industrial en la estructura financiera. El análisis se realizó en el periodo 1977-1985, distinguiéndose dos subperiodos: uno expansivo entre los años 1977 y 1980 y otro recesivo entre 1982 y 1985. La muestra consta de 108 empresas agrupadas en ocho categorías industriales. Por medio de la metodología de tabulaciones cruzadas, se concluye que existe sólo alguna asociación entre *leverage* financiero y categoría industrial, cuyo grado de asociación es moderado. Esta relación es válida en ambos periodos de estudio. Se demuestra también que las empresas mantienen niveles de endeudamiento estables en el tiempo, a lo largo de periodos recesivos y de auge. Valenzuela (1989) extiende el estudio anterior incluyendo como determinantes el tamaño de las empresas, el riesgo operativo y el apalancamiento operacional. El análisis se realiza para el periodo 1977-1987, subdividido en tres subperiodos: *i*) expansivo entre 1977 y 1980, *ii*) entre 1982 y 1985 y *iii*) de recuperación entre 1984 y 1987. El método empleado es el de MCO, en el que se regresiona el *leverage* financiero contra el tamaño ( ), el riesgo operacional ( ) y el apalancamiento operativo ( ). Pese a que los parámetros resultaron siempre significativos, las relaciones encontradas difirieron según el subperiodo. De lo anterior se desprende que el periodo económico es relevante en la determinación de la estructura de capital.

Hernández y Walker (1993) realizan una investigación macroeconómica de la estructura de financiación principalmente en tres subperiodos, 1974-1980, 1981-1984 y 1985-1990. El objetivo primordial de ese trabajo es estimar el efecto que tuvieron los grandes cambios institucionales y económicos de esos periodos en la estructura de endeudamiento de las empresas. Entre éstos se menciona la liberalización económica de Chile, periodos de recesión, cambios importantes en tributación, privatizaciones, requerimientos de información, ley de quiebras, etc. Se le da especial acento a la crisis económica de 1981-1984, así como al comportamiento antes y después de este fe-

nómeno. Este estudio no es econométrico sino que establece relaciones basándose en análisis porcentuales y de tendencia. Pese a que las teorías se refieren a situaciones en las que sólo hay una variable que cambia (*ceteris paribus*) y en la que el equilibrio económico no es afectado por choques exógenos, el trabajo presenta importante evidencia. A grandes rasgos, no se encuentra apoyo a las teorías relacionadas con el valor colateral de los activos y la volatilidad de los resultados operacionales. Esto se demuestra al constatar que durante el periodo precrisis el sector más volátil y con menor proporción de activos tangibles (comerciables) presentaba una mayor deuda. Por otro lado, se encuentra evidencia que apoya las teorías tributarias y la de asimetría de información, que en particular apoya a la teoría del *pecking order*.

Gallego y Loayza (2000) analizan la estructura de capital y su evolución pero desde un punto de vista fundamentalmente macroeconómico, con algunas estimaciones micro para una muestra de 79 empresas chilenas entre 1985 y 1995 y sólo sobre la base de información contable y utilizando GMM para la estimación.

Chang y Maquieira (2001) replican el estudio de Rajan y Zingales (1995) para empresas latinoamericanas emisoras de ADR, entre las cuales se encuentran empresas chilenas, con un claro hincapié en los efectos de la emisión. Se verifica el signo y la significación de tres de los cuatro determinantes estudiados: oportunidades de crecimiento ( ), tamaño ( ) y rentabilidad ( ). Respecto a la tangibilidad, cuyo signo es negativo, se argumenta que ello se puede deber a que los fondos obtenidos de la emisión se invierten en la compra de activos fijos. Lo anterior haría variar la estructura de capital, llevando a un descenso del endeudamiento, al mismo tiempo que los activos fijos se incrementan en relación con el activo total. Cabe resaltar que el estudio no hace distinción entre países sino que los engloba como una muestra de empresas emisoras de ADR.

## II. MUESTRA Y METODOLOGÍA

Los cambios tributarios pueden afectar las políticas corporativas para aprovechar mejor los ahorros tributarios debido a la deducción de los gastos financieros de la base imponible. Los principales cambios tributarios en Chile se resumen en el cuadro 1.

CUADRO 1. *Ley tributaria. Impuestos de primera categoría*

<i>Periodo</i>	<i>Impuesto</i>
1981-1988	10% de la renta devengada
1989-junio de 1990	10% sobre los retiros
Junio de 1990-diciembre de 1990	10% de la renta devengada
1991-2001	15% de la renta devengada

Se dispone de información desde 1990,<sup>6</sup> lo cual no es suficiente para realizar un análisis de quiebre estructural en 1991 que nos muestre el efecto tributario. Se reduce el periodo de muestreo en dos años, centrándonos en el periodo 1992-1998. Al no incluir el efecto tributario en nuestro estudio podríamos incurrir en un sesgo por omisión de variables. Sin embargo, en un reciente estudio Fama y French (1998) muestran que la existencia de impuestos no agregaría valor a la empresa. Se usan regresiones de corte transversal para estudiar el efecto de los dividendos y la deuda en el valor de la empresa. Se regresiona el *spread* del valor de mercado de la empresa respecto a su valor de libro, contra las ganancias, cambios en los activos, gastos de investigación y desarrollo, gastos de intereses y pagos de dividendos. Las tres primeras variables recogerían el efecto de la rentabilidad del valor de la empresa. Las distintas teorías establecen, a veces implícitamente, que las decisiones de financiación están relacionadas con el valor de la empresa, porque éstas se relacionan a su vez con la rentabilidad. Los autores postulan que si las primeras variables absorben bien la información de la rentabilidad en las decisiones de financiación, las otras dos recogerán el efecto tributario de la deuda y los dividendos.

Las teorías tributarias predicen que el valor estará negativamente relacionado con los dividendos y positivamente con la deuda. Los coeficientes para los dividendos son siempre positivos, por lo cual se deduce que los dividendos tienen información adicional de la rentabilidad que las otras variables no explican. Por ende, cualquier efecto tributario negativo es opacado por efectos informacionales positivos. Por otro lado, la evidencia hallada contradice la hipótesis de Modigliani y Miller (1963). Los coeficientes asociados a la deuda son siempre negativos, con lo que se mostraría apoyo a la hipótesis

<sup>6</sup> Durante el periodo de estudio otros hechos de importancia que pueden tener efectos en la determinación de la estructura de capital son el efecto Tequila en 1994 y la crisis asiática en 1997.

de Miller (1977), en cuanto los impuestos personales a los bonistas podrían más que compensar los beneficios tributarios. También es posible que las otras variables no recojan totalmente la información de la rentabilidad contenida en la deuda. Los coeficientes negativos son congruentes con Myers (1984), Myers y Majluf (1984) y Miller y Rock (1985), quienes afirman que altos niveles de endeudamiento e incrementos en el *leverage* son interpretados por el mercado como malas noticias. Fama y Miller (1972), Jensen y Meckling (1976) y Myers (1977) también son congruentes con los problemas de agencia entre bonistas y accionistas que surgen con el riesgo de la deuda. Se concluye que la información negativa en la deuda —rentabilidad, costo de agencia, costo de quiebra, información asimétrica— más que compensa cualquier beneficio tributario que ésta traiga consigo.

### 1. *Muestra*

La muestra final para este estudio comprende 113 empresas registradas en la Bolsa de Comercio de Santiago, en el periodo comprendido entre 1992 y 1998.<sup>7</sup> Se considera un grupo inicial de 185 empresas pero se excluyen bancos, compañías de seguros de vida y generales, AFP, fondos de inversión y sociedades de inversión, pues éstas tienen una estructura de saldos muy particular así como una composición de activos y pasivos diferente de la requerida. Además, la empresa debe contar con un mínimo de cinco años de información completa, por lo cual se eliminaron 40 empresas. Como último filtro, se requiere que las empresas posean capitalización bursátil en el periodo de interés, ya que el precio accionario es usado en la construcción de algunas variables. Lamentablemente, 19 empresas no cumplen con este requisito y debieron ser descartadas. Se constataron otros datos escapados en las distribuciones de algunas variables, debido a problemas con algunos registros, lo cual llevó a eliminar 13 empresas. La conformación de la muestra final se presenta en el cuadro 2, en el que se da más detalle de la consolidación de las empresas.

Los datos recolectados provienen de las FECU consolidadas cuando corresponda y son expresados en miles de pesos y ajustados por

<sup>7</sup> Para las variables *Set2*, *Set3* y *Vol* se recopiló datos del año anterior al inicio de la serie de cada empresa.

CUADRO 2. *Conformación de la muestra*

	Número de empresas
<i>Empresas con información completa, 1992-1998</i>	
Nunca consolidan	23
Consolidan siempre	51
Consolidan desde cierto año	31
Total	105
<i>Empresas a las que les falta un año</i>	
Nunca consolidan	0
Consolidan siempre	3
Consolidan desde cierto año	2
Total	5
<i>Empresas a las que les falta dos años</i>	
Nunca consolidan	0
Consolidan siempre	1
Consolidan desde cierto año	2
Total	3
<i>Muestra total</i>	<b>113</b>

IPC a diciembre de 1998. Con esta información se calcula anualmente los indicadores descritos en las secciones siguientes, para después ser promediadas con el fin de reducir los errores de medición y suavizar fluctuaciones temporales o ajenas a la determinación óptima de la estructura de endeudamiento.<sup>8</sup> La información requerida para cada empresa consta de 26 cuentas de los estados financieros (formato FECU), precio accionario y cantidad de acciones al cierre de fin de año, proporción precio/utilidad, código de clasificación uniforme y regulación. Los datos fueron obtenidos en su mayoría de Fucus Plus, software proporcionado por la Bolsa de Comercio. Para completar esta información se recurrió a los Archivos de la Superintendencia de Valores y Seguros. Finalmente, la información bursátil se obtuvo de las memorias anuales de la Bolsa de Comercio 1990- 1998, así como de boletines diarios y mensuales publicados por la misma.<sup>9</sup>

## 2. Variables

a) *Medidas de endeudamiento.* Indiscutiblemente, la medida de apalancamiento dependerá del objetivo del estudio. Así, por ejemplo,

<sup>8</sup> Hay que considerar que este procedimiento, aunque elimina el problema de correlación serial de errores, no permite aprovechar las variaciones de las series a lo largo del tiempo.

<sup>9</sup> Sirvió de apoyo la base de rendimientos y precios accionarios del Departamento de Administración de la Universidad de Chile.

los problemas de agencia asociados a la deuda se relacionan con la modalidad de financiación pasada de la empresa, y por tanto con los derechos que tienen el patrimonio y la deuda respecto al valor de los activos. Aquí la medida correcta sería la proporción de deuda/total de activos. Si por otra parte, nos referimos a los casos de insolvencia y transferencia de control a los bonistas de la empresa, la medida adecuada será de cobertura.

La medida más amplia es la proporción de pasivos/total de activos. Sin embargo, ésta no nos da un buen indicio de si la empresa se encuentra en riesgo cercano de impago. Además, los pasivos totales incluyen cuentas por pagar, que se relacionan con fines comerciales y no con fines de financiación, con lo cual se sobreestimaría el endeudamiento. De la misma manera, incluye también obligaciones por pensiones y dividendos por pagar. Una mejor medida sería la proporción deuda financiera/total de activos, pero ésta no se encuentra libre de los efectos de cuentas comerciales. Creemos que una mejor medida de endeudamiento viene dada por la proporción deuda financiera/capital, en la que el valor de activo es patrimonio más deuda financiera.

Por otra parte, existen algunas fuentes de correlación espuria que justifican la medición de las variables dependientes escaladas a valor de mercado y a valor de libro. La variable dependiente puede estar correlacionada con las variables independientes, incluso si el endeudamiento se determina de manera aleatoria. Esto ocurre cuando la deuda es determinada basándose en proporciones de valor de mercado, mientras que la medición del endeudamiento se hace respecto a valor de libro, y viceversa. Afortunadamente, las proporciones de valor de mercado y de valor de libro llevan a correlaciones espurias en direcciones contrarias. Luego, al usar variables dependientes escaladas a valor de mercado y de libro se pueden medir de modo adecuado los efectos teóricos en la estructura de endeudamiento.

Se utilizan los siguientes indicadores: deuda de largo y corto plazos respecto al capital (valor de libro y de mercado del patrimonio). El usar el valor de libro de la deuda no induce a sesgos mayores, debido a la alta correlación encontrada entre el valor de libro de la deuda y su valor de mercado (Bowman, 1980). Además, no hay razón para pensar que las posibles diferencias entre estos valores estén correlacionadas con los determinantes de la estructura de capital.

$$\begin{array}{ll} Dep_1 & \frac{VL \ deuda \ CP(fin \ obl)}{VL \ deuda \ VL \ Pat} \\ & \\ Dep_5 & \frac{VL \ deuda \ CP(fin \ obl)}{VL \ deuda \ VM \ Pat} \end{array} \quad \begin{array}{ll} Dep_3 & \frac{VL \ deuda \ LP(fin \ obl)}{VL \ deuda \ VL \ Pat} \\ & \\ Dep_7 & \frac{VL \ deuda \ LP(fin \ obl)}{VL \ deuda \ VM \ Pat} \end{array}$$

b) *Conjunto de oportunidades de inversión* (Set x). Al igual que en trabajos anteriores usamos como indicador del conjunto de oportunidades de inversión la proporción valor de mercado de los activos/valor de libro de los activos. Sin embargo, es sabido que este indicador es una variable que puede tener mucho ruido. Por esto, para medir bien el constructor crecimiento se incluyen otras variables como: depreciación del valor de la empresa, la proporción precio/utilidad, crecimiento de las ventas y los activos, y gastos de capital. Se espera que empresas con altos gastos de depreciación, bajos RPU, escaso crecimiento en ventas y activos, y gastos de capital menores tengan más activos tangibles y menores oportunidades de crecimiento en un conjunto de oportunidades de inversión.

Se espera que los costos de agencia sean mayores en empresas en crecimiento, las cuales tienen más flexibilidad en la elección de sus futuras inversiones, por lo cual deberíamos obtener una relación negativa entre deuda de largo plazo y crecimiento, y positiva respecto a la deuda de corto plazo. Otro argumento que refuerza lo anterior es que las empresas en crecimiento generan activos de capital que no son colateralizables, y no generan ingresos corrientes tributables.

$$\begin{array}{ll} Set \ 1 & \frac{VM \ activos^{10}}{VL \ activos} \\ Set \ 2 & \% \ crecimiento \ ventas \\ Set \ 3 & \% \ crecimiento \ activos \end{array} \quad \begin{array}{ll} Set \ 4 & \frac{depreciación \ ejercicio}{VL \ activos} \\ Set \ 5 & RPU \\ Set \ 6 & \frac{gastos \ capital^{11}}{VL \ activos} \end{array}$$

c) *Tangibilidad de activos* (Tan x). Se espera que empresas con mayor cantidad de activos fijos y menor de intangibles posean mayor cantidad de deuda. ¿Qué signos deberíamos esperar?

<sup>10</sup> VM activos se calcula como: VL activos menos VLPat más VMPat.

<sup>11</sup> Gastos de capital se calcula como: adición al activo fijo más inversiones permanentes en otras empresas, neto de ventas de activo fijo e inversiones permanentes.

$$Tan1 \frac{\text{activo fijo neto}}{\text{VL activos}} \quad Tan2 \frac{\text{activo intangible neto}}{\text{VL activos}}^{12}$$

d) *Tamaño* (Tam x). Para medir los efectos del costo de quiebra y economías de escala asociados con los costos de transacción se usan los siguientes indicadores de tamaño. Según estos efectos deberíamos esperar signos positivos para estas variables.

$$Tam1 \ln \text{ventas}$$

$$Tam2 \ln VM \text{ activos}$$

e) *Rentabilidad* (Ren x). Con el deseo de explorar el *pecking order* medimos rentabilidad de los activos, complementando con rentabilidad operacional. El apoyo a esta hipótesis la daría una relación negativa entre este determinante y la deuda.

$$Ren1 \frac{EBITDA}{\text{VL activos}}$$

$$Ren2 \frac{EBITDA}{\text{ventas}}$$

$$Ren3 \frac{\text{resultado operacional}}{\text{ventas}}$$

$$Ren4 \frac{\text{resultado operacional}}{\text{VL activos}}$$

Las variables *Ren1* y *Ren2* se calculan de manera distinta de acuerdo con la forma de presentación de los datos. De esta manera, el EBITDA para el periodo 1992-1996, años en los cuales se presenta estados de cambios de la posición financiera, se calcula como resultado antes de impuestos a la renta más gastos financieros más depreciación del periodo más amortización del ejercicio más la amortización del mayor valor de inversiones. Esto se debe a que en este estado se presentan todas las amortizaciones englobadas en una sola cuenta, deduciendo la amortización del mayor valor de inversiones, la cual no es afecta a impuestos y por tanto no se considera en el resultado antes de impuestos. El EBITDA para los años 1997 y 1998 se obtiene de la suma del resultado antes de impuestos, los gastos financieros, la depreciación del ejercicio, la amortización de intangibles y la amortización del menor valor de inversiones. En esos años, el estado de flujo de efectivo presenta las amortizaciones desagregadas.

f) *Escudo tributario no relacionado con la deuda*. Los escudos

<sup>12</sup> El cálculo de la variable *Tan2* arrojó algunos valores negativos, los cuales no son admisibles contablemente. Por definición, el activo intangible neto de amortizaciones no puede ser negativo. Sin embargo, en algunos casos la cuenta de amortización es usada para amortizar otros activos. En estos casos (5) se supone intangibles netos por un valor de 0.

tributarios no asociados con la deuda se miden como la depreciación y la amortización, respecto al valor de los activos. En general, éstos se consideran sustitutos del ahorro tributario debido a los gastos financieros; en consecuencia, esperamos coeficientes negativos.

$$Escud \frac{depreciación\_ej \ amortización\_ej}{VL\_activos}$$

La variable *Escud* requiere incorporar sólo las amortizaciones deducibles de impuestos, por lo cual para los años 1992-1996 se le suma a la amortización del ejercicio la amortización del mayor valor de las inversiones, la cual aparece restada en la cuenta amortización del ejercicio del estado de cambios. En los años 1997 y 1998, en cambio, es necesario sumar a la amortización de intangibles la amortización del menor valor de inversiones.

g) *Regulación*. Para estimar los efectos de la regulación se usa una variable dicotómica (*dummy*), *Reg*, que toma el valor de 1 para empresas reguladas. En Chile las empresas reguladas pertenecen a los rubros de telecomunicaciones y servicios de utilidad pública, como electricidad, gas y agua.

h) *Calidad de la empresa*. En cuanto a la calidad de la empresa se supone que las empresas de alta calidad (subvaloradas) tienen rendimientos anormales positivos futuros, y las de baja calidad (sobrevaloradas) tienen rendimientos anormales negativos. Y dado que las empresas de mayor calidad prefieren deuda de CP, deberíamos esperar una relación negativa entre calidad y apalancamiento a largo plazo. Calidad se mide como las ganancias por acción en  $t - 1$  menos las ganancias por acción en  $t$ , dividido por el precio en  $t$ . En el caso de empresas que presentan dos o más series de acciones, esta variable es calculada en montos totales.

$$Calid \frac{ganancia\_acción(t - 1) - ganancia\_acción(t)}{precio\_acción(t)}$$

i) *Volatilidad*. Para medir el efecto del riesgo, que aumenta la probabilidad de insolvencia financiera y las asimetrías de información, se usa como indicador la desviación estándar del cambio porcentual en el ingreso operacional. Este indicador tiene la ventaja de no estar directamente afectado por el nivel de deuda de la empresa, como sí lo están el  $\sigma$  de las acciones o la volatilidad total.

*Vol desviación estándar % resultado\_operacional*

j) *Clasificación industrial.* Para medir la influencia de la clasificación industrial en la estructura de endeudamiento, los datos incluyen para cada empresa el código de clasificación internacional industrial uniforme de tres dígitos. Como supuesto de estudio afirmamos que las empresas que cuentan con gran cantidad de activos fijos, como maquinaria y equipos, pueden utilizarlos como garantías obteniendo así deuda de menor costo y de más largo plazo. En el cuadro A1 del apéndice se muestra la distribución de la empresa por clasificación industrial. De ahí 50 empresas pertenecen al rubro industrias manufactureras; *Clas* es igual a 1.

k) *Unicidad.* Se espera que empresas con productos únicos o de pocos sustitutos sean impulsadas a realizar mayores gastos en administración y ventas, con el fin de promover más y motivar la venta de sus productos. Luego, este indicador debería estar negativamente relacionado con la deuda.

*Unic*  $\frac{\text{gastos administración y ventas}}{\text{ventas}}$

### 3. Nueva metodología

a) *Marco conceptual.* Uno de los mayores problemas empíricos para obtener los determinantes de la estructura de endeudamiento es el uso de conceptos abstractos no observables, los cuales pretendemos representar mediante indicadores imperfectos. Adoptar este enfoque tiene cuatro defectos: *i)* no hay una única representación para cada atributo, por lo que existe la tentación de usar las variables cuyo ajuste estadístico sea mayor, alejándose de las bases teóricas y llevando a interpretaciones erróneas; *ii)* es difícil encontrar medidas de atributos no relacionadas con otros atributos, con lo que una variable puede medir simultáneamente varios efectos; *iii)* las variables observadas son representaciones imperfectas, por lo que tenemos errores de medición que sesgan los estimadores, y *iv)* el error de medición de los indicadores puede estar correlacionado con el error de medición de las variables dependientes, con lo que se pueden dar relaciones espurias incluso cuando el atributo no esté relacionado con la variable dependiente. Otro error crítico al desarrollar

modelos basados en la teoría, es la omisión de una o más variables predictivas clave. Esto se conoce como error de especificación y produce un sesgo en la estimación de las demás variables.

*Structural Equation Modeling* es una técnica multivariada que combina aspectos de regresión múltiple —examinando relaciones de dependencia— y análisis factorial —representando conceptos no observables o constructores con múltiples variables— para estimar simultáneamente una serie de relaciones de dependencia interrelacionadas. Por ende, la ventaja de esta metodología es estimar relaciones causales de manera simultánea,<sup>13</sup> y proporcionar eficiencia estadística, además de tomar en cuenta los errores de medida en la especificación del modelo. En otras palabras, la metodología está creada sobre todo para ajustarse a modelos que incluyan variables latentes (no observables), errores de medición, causalidad recíproca, simultaneidad e interdependencia. Esta es la principal diferencia entre ecuaciones estructurales y otro método de estimación como ecuaciones simultáneas, en las que se supone que todas las variables se encuentran bien medidas, causando importantes sesgos en los parámetros.

El modelo se compone de dos partes: un modelo estructural y otro de medición. El principal beneficio de la metodología proviene del uso simultáneo de estos dos modelos, los cuales desempeñan papeles distintos en el análisis. El modelo estructural es un conjunto de relaciones de dependencia que unen los constructores del modelo —determinantes de la estructura de endeudamiento y el monto total de endeudamiento—. Estas relaciones están basadas íntegramente en la teoría, la cual justifica el modelo planteado. El modelo de medición es el submodelo dentro del sistema que especifica los indicadores o variables observables para cada constructor, y en el que se controla el error de medición. Se supone que todos los constructores son medidos con error, cuyo objetivo es incorporar este error y minimizarlo. Aunque es posible que un mismo indicador sirva para medir más de un constructor, esto no es recomendable si la teoría no lo justifica plenamente. El modelo de medición es similar al análisis factorial;<sup>14</sup>

<sup>13</sup> De esta manera no se pierde el poder explicativo de algún indicador, y agrupa a varios para captar mejor el concepto del determinante.

<sup>14</sup> En el análisis factorial los factores por construcción son ortogonales y tienen varianza unitaria, y se supone que los errores no están correlacionados. Sin embargo, en *Structural Equations* se identifica y da significado a cada factor al relacionarlo con atributos específicos. Luego,

el primero tiene la ventaja de un mayor grado de control por parte del investigador, y en el análisis factorial sólo se puede especificar el número de factores, en el que todas las variables son indicadores de todos los factores.

El procedimiento también difiere de las técnicas multivariadas en que usa la matriz de varianza/covarianza como insumo (*input*), en lugar de observaciones. Esto se debe a que el foco del análisis no está en las observaciones individuales sino que más bien en las pautas de relaciones entre ellas. La matriz de covarianzas tiene la ventaja de proporcionar comparaciones válidas entre poblaciones o muestras distintas. Sin embargo, la interpretación de los resultados es difícil, ya que es afectada porque hay que tener en cuenta las diferentes unidades de medida. El uso de las correlaciones es apropiado cuando el objetivo del estudio es entender la pauta de relaciones entre los constructores, pero no para explicar la varianza total de un constructor.

El proceso de estimación se realiza por máxima verosimilitud, lo cual proporciona resultados válidos para muestras pequeñas, aunque esto no es recomendable. Si la muestra es demasiado grande, más de 400, el método se torna muy sensible, detectando incluso cualquier diferencia. Esto hace que las medidas de bondad de ajuste indiquen un pobre ajuste, lo que no determina la verdadera calidad del modelo. Se recomienda estar en el rango 5:1 entre casos y parámetros por estimar, y que dado que el tamaño de la muestra es menor a 200, es más recomendable el uso de índices de ajuste como el CFI, IFI y NNFI. El software usado aquí, Lisrel (*Linear Structural Relations*), tiene el supuesto crítico de que las variables se distribuyen normalmente.<sup>15</sup> La ausencia de normalidad puede inflar el estadístico  $\chi^2$  y crear sesgo hacia arriba en valores críticos para determinar la significación de los parámetros.

los factores pueden estar correlacionados, dado que es muy probable que los atributos de la empresa se relacionen. Por esto la matriz de correlaciones de los atributos se estima en el modelo.

<sup>15</sup> Al comprobar la existencia de normalidad en nuestros indicadores, los estadísticos detectaron simetría positiva y leptocurtosis. Sin embargo, como muchos autores han demostrado, el problema de anormalidad en la distribución muestral no causa problemas en la estimación, pero puede afectar la comprobación de las hipótesis estadísticas, no reflejando una adecuada evaluación del modelo. Véase Hu, Bentler y Kano (1992), Satorra y Bentler (1988). Se pueden seguir usando los errores estándar y el estadístico  $\chi^2$ , así como otras pruebas, pero los resultados deben ser tomados con cautela. A este respecto, el estadístico  $\chi^2$  es en particular sensible a la ausencia de normalidad. Véase también Muthén (1993), Browne (1987), Anderson y Amemiya (1985) y Shapiro (1987).

*b) Modelo estimado.* El modelo de que se trata es el siguiente:

### Ecuación estructural:

**Ecuaciones de medición:** X x  
Y y

$$\begin{array}{ccccccccc}
 & 1 & & 1,1 & \cdot & \cdot & \cdot & & 1 \\
 \text{Ecuación estructural:} & & & & & & & \vdots & \\
 & 2 & & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 2,10 & 2x10 \\
 & & & & & & & & 10 \\
 & & & & & & & & 10x1
 \end{array}$$

en la que

<i>endeudamiento a CP</i>	<i>Set</i>	1
<i>endeudamiento a LP</i>	<i>Tangibilidad</i>	2
	<i>Tamaño</i>	3
	<i>Rentabilidad</i>	4
<i>y</i>	<i>Escudo no deuda</i>	5
	<i>Regulación</i>	
	<i>Calidad</i>	7
	<i>Volatilidad</i>	8
	<i>Clasificación</i>	9
	<i>Unicidad</i>	10

### Ecuación de medición para las variables exógenas:

Ecuación de medición para las variables endógenas:<sup>16</sup>

$$\begin{array}{ccccc} Dep1 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ Dep3 & 0 & 1 & 2 & 2 \end{array}$$

Dado que los constructores (y) no son observables no tienen una escala definida, luego el origen y la escala de medición son arbitrarios. El origen se asigna al suponer que las variables tienen media 0, pero la unidad de medida debe ser definida para poder interpretar la matriz. Por esto se supone uno de los indicadores de cada constructor como 1, definiendo la unidad de medida de cada constructor en relación con uno de los indicadores.

Cada celda con valor nulo es una restricción impuesta en el modelo, y significa que el indicador no explica el atributo correspondiente. Los atributos escudo tributario no relacionado con la deuda (*Escud*), Regulación (*Reg*), calidad de la empresa (relacionado a *Calid*), volatilidad (*Vol*), clasificación industrial (*Clas*) y unicidad (*Unic*) sólo tienen un indicador para ser medidos, por lo cual suponemos que se encuentran bien medidos. Se les asocia un parámetro igual a 1.

A diferencia del modelo de medición, en el modelo estructural no se imponen restricciones. El modelo estimará entonces el efecto de todos los atributos en las proporciones de endeudamiento descritos líneas arriba. Estimamos dos modelos similares, el primero para proporciones endeudamiento/valor de libro, y el segundo para valor de mercado.

Matriz de correlaciones de constructores exógenos:

$$\begin{matrix} & & 1 & & & \\ & & 2,1 & \cdot & & \\ & & \cdot & \cdot & \cdot & \\ & & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ & & 10,1 & \cdot & \cdot & 10,9 & 1 \end{matrix}$$

Pese a que es posible que los atributos o determinantes de la estructura de endeudamiento de la empresa estén correlacionados, para efectos de ajuste del modelo se supone que no lo están. Este su-

<sup>16</sup> En el caso de variables dependientes calculado a valor de mercado, las variables son *Dep 5* y *Dep7*.

puesto hace que el modelo sea más restrictivo y, por ende, que la prueba del ajuste del modelo sea más estricta. Dicho de otro modo, un modelo que encuentra un ajuste con esa restricción, tendrá un ajuste aún mayor si ésta se libera, y se supone la presencia de esas correlaciones. Así, la matriz se supone como la matriz identidad, es decir, los son 0.

**Matriz de correlaciones de constructores endógenos:**

$$\begin{matrix} 1 & \\ & 1 \end{matrix}$$

Al igual que en la matriz anterior se supone que no existe correlación entre la deuda a corto plazo y la deuda a largo plazo ( $\rho$  es 0). Las correlaciones entre estas variables son muy bajas y positivas, siendo la mayor de 0.138 (entre *Dep5* y *Dep7*). *Dep1* y *Dep3* muestran correlación de 0.034, y *Dep3* y *Dep5* de 0.033. No se necesita que haya una gran relación entre estas variables para encontrar efectos de los determinantes del endeudamiento en la estructura de endeudamiento. Además, nosotros calculamos las proporciones tomando en cuenta sólo la deuda financiera, la cual es sólo parte de la deuda total. Luego, si una empresa tiene más deuda de largo plazo que otra, no implicará que tenga menos deuda de corto plazo que la segunda sino que, por ejemplo, tienen la misma cantidad de deuda de corto plazo pero la primera tiene menos patrimonio.

**Matriz de correlaciones de los errores de los indicadores de constructores exógenos:**

$$\begin{matrix} & & 1,1 & & \\ & 0 & & 2,2 & \\ & & . & 3,2 & 3,3 \\ & & . & . & 0 & . \\ & & . & . & . & . & . \\ & & . & . & . & . & . \\ & & . & . & . & . & . & 14,14 \\ 0 & . & . & . & . & . & . & 0 & 15,15 \end{matrix}$$

Se supone que en general no existen correlaciones entre los errores de los indicadores de constructores exógenos, dejando libre para que se calculen sólo las varianzas del modelo. Nuevamente, esto co-

rresponde a una especificación más restrictiva asociada con una prueba de ajuste más exigente del modelo. En este caso, al examinar los índices de modificación de los distintos parámetros restringidos, se procedió a levantar esa restricción sólo para el caso de <sup>3,2</sup> pues mejoraba de manera significativa el ajuste del modelo (MacCallum, 1986).

Matriz de correlaciones de los errores de los indicadores de constructores endógenos:

$$\begin{matrix} 11 & 0 \\ 0 & 22 \end{matrix}$$

Se supone que tampoco habrá correlación entre los errores de los indicadores de constructores endógenos.

### III. RESULTADOS

Trabajamos el modelo con variable dependiente a valor de mercado (*Dep5* y *Dep7*) y el modelo con variables a valor de libro (*Dep1* y *Dep3*), separadamente. Con base en el enfoque de dos pasos para estimar los modelos de ecuaciones estructurales de Anderson y Gerbing (1988) desarrollamos en primer lugar el modelo de medición sin incluir la ecuación estructural. Realizamos esto con objeto de determinar si los indicadores “miden” bien a los determinantes y purificar este primero (identificando un modelo de medición adecuado), antes de incluirlos en el modelo final y determinar su efecto en la estructura de endeudamiento.

#### *1. Ajuste del modelo de medición*

Estimar el modelo de medición se inició con la especificación original la que fue modificada, eliminando cuatro indicadores debido a que ellos presentaban grandes correlaciones con otras variables y atentaban contra el ajuste del modelo. Esto dejó un número final de indicadores de 17, 15 para los constructores exógenos y dos para los endógenos (véase ecuaciones anteriores). Esta es una práctica común en psicometría (Anderson y Gerbing, 1988). En este proceso se utilizaron los índices de modificación que calcula Lisrel. Obviamente

CUADRO 3. *Medidas de ajuste*

<i>Ajuste absoluto</i>	
Estadístico $\chi^2$	54 gl.
Índice de bondad de ajuste (GFI)	0.96
Raíz de la media de los residuos al cuadrado (RMSR)	0.11
RMSR estandarizado	0.054
<i>Ajuste incremental</i>	
Índice de Tucker Lewis (NNFI) <sup>a</sup>	1.79
Normed Fit Index (NFI) <sup>a</sup>	0.75
Índice de ajuste incremental (IFI)	1.18
Índice de ajuste comparativo (CFI)	1.00
<i>Ajuste parsimonioso</i>	
Índice de bondad de ajuste ajustado (AGFI)	0.91
Normed $\chi^2$	0.69
Índice de ajuste parsimonioso (PNFI) <sup>a</sup>	0.38

<sup>a</sup>  $\chi^2$  para el modelo nulo con 105 gl = 146.45.

te, este proceso de perfeccionamiento del modelo no es sólo guiado por estos resultados estadísticos, sino que deben ajustarse también a un fundamento teórico. Presentamos en los cuadros 3 y 4 un resumen de las medidas de ajuste calculadas para el modelo de medición final, las que en general demuestran un buen ajuste ( $\chi^2$ , GFI y AGFI cercano a 1, RMSR alrededor del 0.054, Bentler y Bonett 1980).

En resumen, los dos modelos estructurales tienen un ajuste absoluto bueno de acuerdo con los criterios que se han establecido en la bibliografía acerca de ecuaciones estructurales simultáneas con GFI superiores a 0.9, y RMSR menores de 0.1 (Bentler y Bonett, 1980; Bentler, 1990). Por otra parte, el ajuste incremental es bueno también, lo que es en particular importante en el caso de muestras más pequeñas. Los índices incrementales, IFI y CFI por ejemplo, muestran valores de 1.00, lo que indica un muy buen ajuste (Bentler, 1990). Si bien el resultado del NFI es en general bajo y el PNFI (índice de ajuste normado parsimonioso) es sólo regular, se puede decir que en general los modelos estructurales presentan un ajuste general adecuado, al evaluar todos los indicadores en conjunto. Sin embargo, dada la presencia de algunos indicadores (como el NFI) fuera de los rangos deseados, los resultados deben ser tomados con cierta cautela debido al problema de anormalidad encontrado en las variables.

CUADRO 4. Ajuste de los modelos estructurales

a) <i>Valor de libro</i>	
<i>Ajuste absoluto</i>	
Estadístico $\chi^2$ 110 gl.	111.88 ( $p = 0.43$ )
Índice de bondad de ajuste (GFI)	0.89
Raíz de la media de los residuos al cuadrado (RMSR)	0.18
RMSR estandarizado	0.092
<i>Ajuste incremental</i>	
Índice de Tucker Lewis (NNFI) <sup>a</sup>	0.95
Normed Fit Index (NFI) <sup>a</sup>	0.38
Índice de ajuste incremental (IFI)	0.97
Índice de ajuste comparativo (CFI)	0.96
<i>Ajuste parsimonioso</i>	
Índice de bondad de ajuste ajustado (AGFI)	0.85
Normed $\chi^2$	1.02
Índice de ajuste parsimonioso (PNFI) <sup>a</sup>	0.30
b) <i>Valor de mercado</i>	
<i>Ajuste absoluto</i>	
Estadístico $\chi^2$ 110 gl.	109.77 ( $p = 0.49$ )
Índice de bondad de ajuste (GFI)	0.89
Raíz de la media de los residuos al cuadrado (RMSR)	0.18
RMSR estandarizado	0.091
<i>Ajuste incremental</i>	
Índice de Tucker Lewis (NNFI) <sup>b</sup>	1.01
Normed Fit Index (NFI) <sup>b</sup>	0.40
Índice de ajuste incremental (IFI)	1.00
Índice de ajuste comparativo (CFI)	1.00
<i>Ajuste parsimonioso</i>	
Índice de bondad de ajuste ajustado (AGFI)	0.85
Normed $\chi^2$	1.00
Índice de ajuste parsimonioso (PNFI) <sup>b</sup>	0.32

<sup>a</sup>  $\chi^2$  para el modelo nulo con 136 gl = 179.11.

<sup>b</sup>  $\chi^2$  para el modelo nulo con 136 gl = 182.08.

## 2. Resultados finales

En los cuadros 5 y 6 se reproducen las matrices de los modelos finales,<sup>17</sup> que contienen los parámetros y pruebas de significación de los determinantes de la estructura de endeudamiento.

a) *Oportunidades de crecimiento.* Al escalar la variable dependiente a valor de libro, pese a que ambos signos son negativos, los coeficientes no muestran significación estadística. Por lo contrario,

<sup>17</sup> En el cuadro A2 del apéndice se presenta los resultados encontrados mediante la estimación por el método tradicional.

CUADRO 5. *Modelo estructural a valor de libro*

	Deuda CP			Deuda LP		
	Coeficiente	Prueba t	Signo esperado	Coeficiente	Prueba t	Signo esperado
Setop	0.01	0.08		0.08	0.47	
Tangible	0.10	0.60	/	0.31	1.72	
Tamaño	0.02	0.12	/	0.24	1.34	
Renta	0.44	2.70		0.01	0.07	
Escudo	0.01	0.08		0.10	0.56	
Regula	0.13	0.73		0.27	1.48	
Calidad	0.11	0.62		0.27	1.50	
Volátil	0.01	0.07		0.04	0.14	
Clasifica	0.26	1.45		0.02	0.12	
Único	0.07	0.41		0.01	0.04	

CUADRO 6. *Modelo estructural a valor de mercado*

	Deuda CP			Deuda LP		
	Coeficiente	Prueba t	Signo esperado	Coeficiente	Prueba t	Signo esperado
Setop	0.31	1.79		0.36	2.03	
Tangible	0.00	0.01	/	0.38	2.07	
Tamaño	0.04	0.24	/	0.13	0.75	
Renta	0.38	2.37		0.01	0.06	
Escudo	0.08	0.46		0.07	0.42	
Regula	0.28	1.55		0.01	0.05	
Calidad	0.21	1.23		0.31	1.71	
Volátil	0.04	0.23		0.03	0.17	
Clasifica	0.07	0.39		0.24	1.33	
Único	0.09	0.51		0.04	0.25	

en el modelo estructural a valor de mercado ambos signos también son negativos, pero significativos. La teoría predice que frente a los problemas de agencia se preferirá emitir deuda de corto plazo, esperándose los signos especificados en los cuadros. Es posible pensar que empresas con mayor crecimiento decidan emitir patrimonio —disminuyendo el apalancamiento total— para combatir este problema, en lugar de ajustarse mediante la madurez de la deuda. Esta fue la hipótesis comprobada por Antoine *et al* (1996), que tuvo signos positivos, contrarios a lo predicho. En este contexto se advierte además una tendencia a la disminución de deuda de largo plazo mayor que en el caso de la deuda de corto plazo, dando cierto apoyo a la teoría. Sin embargo, la teoría de subinversión predice claras dife-

rencias en la madurez de la deuda. Además, los resultados significativos del cuadro 6 se pueden deber a la gran correlación del indicador *Set1* con las variables dependientes escaladas a valor de mercado, evidentes por construcción. Para que esta posibilidad se descarte los resultados deberían ser significativos en ambos cuadros, lo cual no es el caso. Al comparar los resultados con los de la metodología tradicional<sup>18</sup> se nota gran diferencia en las estimaciones, lo cual puede deberse a los problemas de las regresiones simples mencionados líneas arriba. En resumen, en ningún caso se da muestra de apoyo concluyente a la teoría.

b) *Valor colateral de los activos.* Gran apoyo recibe este determinante presentando signos de acuerdo con lo esperado y significativos. Se dijo que la teoría sólo predice un aumento en la deuda total y no el efecto en los tipos de deuda. A pesar de esto, parece lógico pensar que el efecto debería centrarse en la deuda de largo plazo, dado que es ésta la que requiere en general activos colateralizables. Luego, el efecto en la deuda de corto plazo podría ser nulo o negativo. Es importante advertir que pese a que los indicadores de tangibilidad son escalados respecto al valor de libro de los activos, los dos coeficientes que explican la deuda de largo plazo son positivos y significativos; el coeficiente en el cuadro 6 muestra un efecto mayor. Con esto se apoyan las teorías de subinversión y asimetrías de información y se rechaza la hipótesis de agencias de Grossman y Hart. Usando simultáneamente los dos indicadores de tangibilidad se obtienen resultados similares a los del método tradicional, pero a diferencia de éste los coeficientes de corto plazo no son significativos ni siempre negativos. Nuestros resultados son contrarios a los hallados por Hernández y Walker (1993) y Antoine *et al* (1996), quienes no encuentran respaldo a la teoría.

c) *Tamaño.* Ninguno de los coeficientes es significativo aunque los signos corresponden a lo predicho, exceptuando un solo caso. En ge-

<sup>18</sup> A modo de comparación de este modelo con el de MCO, estimamos un total de 44 regresiones del nivel de apalancamiento financiero sobre todos los determinantes, en el que para cada determinante se rotan los indicadores disponibles. Las regresiones tienen un poder explicativo bastante alto, el  $R^2$  ajustado de las regresiones fluctúa entre 30 y 35% y el estadístico *F* de significación conjunta rechaza la hipótesis nula para todos los casos. De lo anterior se infiere que los determinantes incluidos explican parte importante de la varianza de la variable dependiente; es decir, son en general factores importantes en las decisiones corporativas de endeudamiento. Los resultados se comentan en la sección III.

neral los autores coinciden en señalar que las empresas de mayor tamaño tendrán mayor endeudamiento, ya sea por menor propensión de quiebra, mayor diversificación o mejor acceso al mercado de capitales. Por otro lado, debido a que las empresas pequeñas encontrarán muy caro emitir capital, se puede esperar que éstas se encuentren más endeudadas. Otros difieren en cuanto a la madurez de la deuda, sugiriendo que las empresas mayores preferirán deuda de largo plazo y las menores de corto plazo, ya sea por asimetrías de información, costos de emisión y economías de escala o por riesgo asociado a las pequeñas empresas. Los signos ciertamente corresponden a la explicación de mayor endeudamiento para las empresas de mayor tamaño. Sin embargo, el menor coeficiente a largo plazo y el cambio de signo en el coeficiente a corto plazo en el cuadro 6 se pueden deber a la correlación negativa entre el valor de mercado de los activos y las medidas de apalancamiento a valor de mercado. Con esta evidencia no se puede dar respaldo a las teorías mencionadas, pese a que los coeficientes parecieran ir en la dirección adecuada. Al usar estimaciones por MCO los signos son los adecuados pero en su mayoría no significativos y sensibles a la especificación, por lo que tampoco otorgan un gran respaldo a las predicciones.

d) *Rentabilidad.* Esperamos que las empresas se financien con recursos propios antes que con patrimonio y deuda, lo cual podría dar malas señales al mercado. Lo anterior predice signos negativos en las ecuaciones y se cumple para todos los casos, pero sólo tienen significación estadística los coeficientes de corto plazo. Con estos resultados llegamos a la misma conclusión que en los modelos tradicionales: se apoya la existencia del *pecking order* de Myers (1977) y Myers y Majluf (1984) en el corto plazo, pero las empresas prefieren financiar proyectos de largo plazo con deuda de largo plazo. Es decir, la holgura financiera producto de la rentabilidad serviría para financiar proyectos de corto plazo o capital de trabajo, mientras que la deuda de largo plazo financiaría proyectos mayores que requerirían montos significativamente mayores de inversión. Nuestros resultados corroboran los de los tres estudios mencionados.

e) *Escudo tributario no relacionado con la deuda.* Los resultados no respaldan las predicciones, en el sentido de una sustitución de los escudos tributarios de la deuda por aquellos que se conforman na-

turalmente de la depreciación y la amortización. Más aún, los coeficientes en los dos modelos son positivos además de no significativos y equivalentes a los resultados encontrados por el método tradicional. Esto da cierta evidencia de apoyo a la teoría de Scott, pues el indicador *Escud* está conformado en su mayoría por las depreciaciones de activos fijos, los cuales serían colaterales en la emisión de deuda. Se corrobora las pruebas en Antoine *et al* (1996).

f) *Regulación.* Cierta evidencia se presenta respecto a este atributo debido a que los signos son los esperados, excepto en el caso de deuda de largo plazo escalada a valor de mercado. Las empresas reguladas tienen la tendencia a tener menos deuda de corto plazo, con lo que se demostraría que la regulación disminuye el problema de agencia. Y si además tomamos solamente el modelo a valor de libro, en el supuesto de que la regulación se base en valores contables, se refuerza lo anterior al establecer que además aumentan su deuda de largo plazo. A pesar de esto, ningún coeficiente es significativo, por lo que no hay pruebas claras de los efectos mencionados. A diferencia del método tradicional, los parámetros no son significativos aunque concuerdan en signo.

g) *Calidad.* Las estimaciones presentan los signos predichos, pero sólo es significativo el coeficiente a largo plazo en el modelo de mercado. Es decir, los signos encontrados sustentan el hecho de que empresas de alta calidad decidan emitir menos deuda de largo plazo para no ser muy afectadas por el error en la valoración de su deuda. La significación del coeficiente del modelo de mercado se mantiene a pesar de la posible correlación positiva al estar la variable escalada por el precio accionario. Dado esto y debido a que los demás coeficientes no son significativos, se concluye que el apoyo a la hipótesis no es muy sólido. Los resultados no son concluyentes, contrariamente a lo hallado en el modelo tradicional.

h) *Volatilidad.* Dado que la volatilidad causa asimetrías de información y aumento en la probabilidad de no servir la deuda, se espera una relación negativa entre la volatilidad de los resultados y la deuda. Los coeficientes son positivos y no significativos, lo que se traduce en un claro rechazo a la hipótesis. El resultado concuerda con los hallazgos del modelo tradicional y de los demás estudios mencionados para el caso chileno.

i) *Clasificación industrial.* A pesar de que ningún coeficiente es significativo, se advierte que los signos son opuestos a los predichos. Esto significa que posiblemente las empresas manufactureras tengan otras características propias, lejos de demostrar que el atributo no es relevante en la estructura de endeudamiento. Es probable, por ejemplo, que empresas de este rubro requieran capital de trabajo de corto plazo o pequeñas inversiones —como reparaciones y mantenimiento— recuperables en el corto plazo. Además, estas empresas pueden tener mayores líneas de crédito bancario, para las cuales requieren garantías como activos fijos. Las líneas de crédito son préstamos de corto plazo, pero pueden estar vigentes por años. Valenzuela (1987) encuentra evidencia de la importancia de este atributo. A pesar de lo anterior, los coeficientes no son significativos como con la metodología tradicional, por lo que no podemos justificar plenamente estas hipótesis.

j) *Unicidad.* No podemos respaldar la hipótesis de Titman (1984) en relación con la unicidad de los productos y los costos de liquidación asociados. Aunque los signos estimados tienen la dirección correcta, ninguna de las estimaciones es significativa. Así, los gastos de administración y ventas parecen no tener relación con el endeudamiento. Nuestra evidencia no corrobora la evidencia hallada en Antoine *et al* (1996).

CUADRO 7. *Comparación de estudios*

	<i>A</i>	<i>B<sup>a</sup></i>	<i>C<sup>b</sup></i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>F</i>
Clasificación industrial	Sí			Sí	No	No
Tamaño		M		Sí	No	No
Riesgo o volatilidad	M		No	No	No	No
Valor colateral	M		No	No	Sí	Sí
Rentabilidad			Sí	Sí	Sí	Sí
Crecimiento				No	No	No
Otros escudos tributarios				No	No	No
Regulación					No	Sí
Calidad					No	Sí
Unicidad				Sí	No	No

FUENTES: A: Valenzuela (1987); B: Valenzuela (1989); C: Hernández y Walker (1993); D: Antoine *et al* (1996); E: datos de este estudio de Lisrel; F: datos de este estudio de MCO.

<sup>a</sup> En general los resultados dependen del periodo económico (auge, recuperación o recepción).

<sup>b</sup> A nivel macroeconómico el objetivo es medir el efecto en el endeudamiento frente a cambios económicos e institucionales.

## CONCLUSIONES

En el presente trabajo se realiza una breve revisión bibliográfica exponiendo los principales determinantes teóricos de la estructura de endeudamiento. Además se realiza un resumen de la principal evidencia empírica, tanto internacional como para Chile, explicando de manera sucinta la metodología y resaltando sus conclusiones.

Después de establecer el marco teórico, se realiza un análisis econométrico en el cual se destaca, en relación con estudios anteriores: *i*) una mayor cantidad de empresas, logrando así una mayor representatividad; *ii*) mayor cantidad de indicadores para cada uno de los factores por analizar; *iii*) mayor cantidad de determinantes teóricos tratados simultáneamente, incrementando el poder explicativo de las regresiones; *iv*) un periodo de estudio más extenso para mitigar el problema de fluctuaciones en determinados años; *v*) el tratamiento de la deuda de manera desglosada, en corto y largo plazos, con lo cual se diferencia los efectos para entender mejor las decisiones de financiación de las empresas; *vi*) una metodología no empleada en estudios de este tipo en Chile, con la ventaja de controlar el error de medición al incluir varios indicadores simultáneamente.

Los resultados en general son buenos, en términos del ajuste del modelo, y explican parte importante de la estructura de endeudamiento. El análisis de los resultados se presenta de manera pormenorizada. Se documenta el apoyo, o falta de éste, a las diferentes teorías e hipótesis planteadas. En general, y a modo de resumen, al estimar con el método tradicional se encuentra gran apoyo para los siguientes determinantes: tangibilidad o valor colateral de los activos, rentabilidad, regulación y calidad. Las pruebas presentadas muestran apoyo, aunque no tan grande, a los siguientes determinantes: crecimiento, tamaño y clasificación industrial. Finalmente, no encuentra ninguna evidencia en favor de: escudos tributarios no relacionados con la deuda, volatilidad y unicidad.

Al realizar las mismas estimaciones pero por medio de Lisrel se encuentran apreciables diferencias no sólo en la significación de los parámetros sino también en su signo y magnitud. Al analizar los resultados y constatar el medianamente buen ajuste del modelo se advierte que sólo se apoya el efecto de dos determinantes de la estructura de endeudamiento: rentabilidad y tangibilidad o valor colate-

ral de los activos. En síntesis, las empresas buscan recursos internos para financiar sus proyectos de corto plazo, en lugar de recurrir al endeudamiento. Las empresas tienden a incrementar sus endeudamientos al poseer activos colaterales que la respalden.

Los errores son importantes al intentar estimar modelos, sin considerar que los indicadores pueden no capturar bien o completamente el constructor de interés. Así el presente trabajo ofrece una aportación a la mejor estimación de los efectos de los determinantes de la estructura de endeudamiento.

#### APÉNDICE<sup>a</sup>

**CUADRO A1. Empresas por clasificación industrial**

<i>Clasificación</i>	<i>Número de empresas</i>
1. Agricultura, caza, silvicultura y pesca	11
2. Explotación de minas y canteras	3
3. Industrias manufactureras	50
4. Electricidad, gas y agua	21
5. Construcción	1
6. Comercio al mayoreo y al menudeo, restaurantes y hoteles	6
7. Transportes, almacenamiento y comunicaciones	9
8. Establecimientos, financieros, seguros, bienes inmuebles y servicios prestados a las empresas	6
9. Servicios comunales, sociales y personales	6

**CUADRO A2. Resumen de los resultados de la metodología tradicional**

	<i>Deuda CP</i>			<i>Deuda LP</i>		
	<i>Signo</i>	<i>Signif.</i>	<i>Signo esperado</i>	<i>Signo</i>	<i>Signif.</i>	<i>Signo esperado</i>
<i>A valor de libro</i>						
Setx (2)	Sí			Sí		
Tanx (1)	Sí	/		Sí		
Tamx(2)	No	/		Sí		
Renx (1)	Sí			M		
Escud(3)	No			No		
Reg (1)	No			Sí		
Calid (1)	No			Sí		
Vol (3)	No			No		
Clas (2)	Sí			No		
Unic (3)	M	No		M		No

<sup>a</sup> Los cuadros muestran los resultados y la significancia de las estimaciones MCO. Los números en paréntesis representando el grado de apoyo a la teoría y en cursivas los más importantes.

CUADRO A2 (*conclusión*)

	Deuda CP			Deuda LP		
	Signo	Signif.	Signo esperado	Signo	Signif.	Signo esperado
<i>A valor de mercado</i>						
Setx (2)	No			Sí		
Tanx (1)	No	/		Sí		
Tamx (2)	No	/		M		
Renx (1)	Sí			M		
Escud (3)	No			No		
Reg (1)	No			No		
Calid (1)	Sí			Sí		
Vol (3)	No			No		
Clas (2)	Sí			No		
Unic (3)	M	No		M		No

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderson, J., y D. Gerbing (1988), “Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach”, *Psychological Bulletin*, vol. 103, núm. 3, pp. 411-423.
- Anderson, T., y Y. Amemiya (1985), *The Asymptotic Normal Distribution of Estimators in Factor Analysis under General Conditions* (Tech. Rep. No. 12), Stanford, Stanford University, Econometric Workshop.
- Antoine, Alexandra, Cristian Celpa y Julio Luque (1996), “Determinantes de la estructura de endeudamiento en Chile”, Seminario de Ingeniería Comercial, dirigido por Carlos Maquieira.
- Barclay, Michael, y Clifford Smith (1995), “The Maturity Structure of Corporate Debt”, *Journal of Finance* 50, pp. 609-631.
- Bentler, P. M. (1990), “Comparative Fit Indexes in Structural Models”, *Psychological Bulletin*, pp. 238-246.
- , y Bonett D. G. (1980), “Significant Test and Goodness of Fit in the Analysis of Covariance Structures”, *Psychological Bulletin*, 88, pp. 588-606.
- Bowman, J. (1980), “The Importance of a Value Market Measurement of Debt in Assessing Leverage”, *Journal of Accounting Research* 18, pp. 242-254.
- Brick, Ivan, y Abraham Ravid (1985), “On the Relevance of Debt Maturity Structure”, *Journal of Finance* 40, pp. 1423-1437.
- Browne, M. (1987), “Robustness of Statistical Inference in Factor Analysis and Related Models”, *Biometrika* 74, pp. 375-384.
- Chang, Jorge, y Carlos Maquieira (2001), “Determinantes de la estructura de endeudamiento de empresas latinoamericanas emisoras de ADRs”, *Estudios de Administración*, vol. 8, núm. 1, otoño, pp. 55-86.
- Diamond, Douglas (1991), “Debt Maturity Structure and Liquidity Risk”, *Quarterly Journal of Economics* 106, pp. 709-737.

- Diamond, Douglas (1993), “Seniority and Maturity of Debt Contracts”, *Journal of Financial Economics* 33, pp. 341-368.
- Fama, Eugene, y Merton Miller (1972), *The Theory of Finance*, Hinsdale, IL., Dryden Press.
- , y Kenneth French (1998), “Taxes, Financing Decisions and Firm Value”, *Journal of Finance* 53, pp. 819-843.
- Gallego, Francisco, y Norman Loayza (2000), “Financial Structure in Chile: Macroeconomic Development and Microeconomic Effects”, Documento de Trabajo 75, Banco Central, julio.
- Greene, William (1999), *Análisis Econométrico*, tercera edición, Nueva York, Universidad de Nueva York, Editorial Prentice Hall.
- Harris, Milton, y Artur Raviv (1991), “The Theory of Capital Structure”, *Journal of Finance* 46, pp. 297-355.
- Hernández, Leonardo, y Eduardo Walker (1993), “Estructura de financiamiento corporativo en Chile 1978-1990: Evidencia a partir de datos contables”, *Estudios Públicos* 51, pp. 87-156.
- Hu, L., P. Bentler y Y. Kano (1992), “Can Test Statistics in Covariance Analysis Be Trusted?”, *Psychological Bulletin*, 112, pp. 351-362.
- Jensen, Michael, y William Meckling (1976), “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics* 3, pp. 305-360.
- Jöreskog, Karl, y Dag Sörbom (1989), *Lisrel 7 A Guide to the Program and Applications*, segunda edición, Chicago, SPSS Publications.
- MacCallum, R. C. (1986), “Specification Searches in Covariance Structure Modeling”, *Psychological Bulletin* 100:1, pp. 107-120.
- Masulis, Ronald (1988), *The Debt Equity Choice*, Cambridge, Ballinger Press.
- Meggison, William (1998), *Corporate Finance Theory*, cap. 7, “Capital Structure Theory”, Nueva York, Addison-Wesley Educational Publishers Inc.
- Miller, Merton (1977), “Debt and Taxes”, *Journal of Finance* 32, pp. 261-275.
- , y Kevin Rock (1985), “Dividend Policy Under Asymmetric Information”, *Journal of Finance* 40, pp. 1031-1051.
- Modigliani, Franco, y Merton Miller (1963), “Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction”, *The American Economic Review* 58, páginas 433-443.
- Muthén, Bengt (1993), “Goodness of Fit with Categorical and other Nonnormal Variables”, K. A. Bollen y J. S. Long (comps.), *Testing Structural Equation Models*, Newbury Park, Sage Publications.
- Myers, Stewart (1977), “Determinants of Corporate Borrowing”, *Journal of Financial Economics* 5, pp. 147-175.
- (1984), “The Capital Structure Puzzle”, *Journal of Finance* 39, pp. 575-592.
- , y Nicholas Majluf (1984), “Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have”, *Journal of Financial Economics* 13, pp. 187-221.

- Rajan, Raghuram, y Luigi Zingales (1995), “What Do We Know about Capital Structure?”, *Journal of Finance* 50, pp. 1421-1460.
- Satorra, Albert, y Paul Bentler (1988), “Scaling Corrections for Chi-Square Statistics in Covariance Structure Analysis”, Proceedings of the Business and Economics Statistics Section of the American Statistical Association, páginas 308-313.
- Shapiro, A. (1987), “A Conjecture Related to Chi-Bar-Squared Distributions”, *The American Mathematical Monthly*, vol. 94, pp. 46-48.
- Titman, Sheridan (1984), “The Effect of Capital Structure on a Firm’s Liquidation Decision”, *Journal of Financial Economics* 13, pp. 137-151.
- , y Roberto Wessels (1988), “The Determinants of Capital Structure Choice”, *Journal of Finance* 43, pp. 1-19.
- Valenzuela, Elena (1987), “Variables determinantes de las estructuras financieras de empresas chilenas: el sector industrial”, *Paradigmas en Administración*, núm. 11, pp. 5-28.
- (1989), *Variables determinantes de las estructuras financieras de empresas chilenas: Tamaño, riesgo operacional y leverage operativo, Aplicaciones de Herramientas Estadísticas y Econométricas a estudios contable-financieros*, Publicaciones Editorial Gestión.
- Wothke, Werner (1993), “Nonpositive Definite Matrices in Structural Modeling”, Kenneth Bollen y Scott Long (comps.), *Testing Estructural Equation Models*, Newbury Park, Sage Publications.