

Relación entre estructura de capital y retorno de acciones: evidencia de mercados latinoamericanos y EE.UU.

Erwin Hansen

*Facultad de Economía y Empresa
Universidad Diego Portales
erwin.hansen@udp.cl*

Juan Pablo Torres

*Facultad de Economía y Negocios
Universidad de Chile
jtorresc@fen.uchile.cl*

Abstract

This paper tests whether financial leverage fluctuates in a way which is consistent with the existence of a target leverage or, on the contrary, it freely fluctuates with the observed changes on stock returns. Using a sample of non-financial publicly-traded firms of 5 Latin-American countries and the US in the period 2000-2007, we find that firms allow their leverages fluctuate almost one to one with stock returns variations. This evidence does not mean at all that firms are not involve in corporate debt issuing activity but they do not care too much about hit a particular target.

Los autores agradecen los comentarios de los revisores del comité editorial, especialmente a los profesores Jorge Gregoire y Sergio Olavarrieta.

Keywords: Financial Leverage, Stocks Returns, Firms in Latin-American and US.

JEL: G32, G1

Resumen

Este artículo caracteriza la relación existente entre la estructura de capital de una firma y su retorno accionario, utilizando una muestra de firmas no financieras que cotizan en bolsas de cinco países latinoamericanos y de EE.UU para el período 2000-2007. En particular, se ha probado si las firmas dejan fluctuar su nivel de *leverage* (razón deuda-patrimonio) libremente con las variaciones de los retornos accionarios (hipótesis de ausencia de reajuste), o si por el contrario, realizan acciones corporativas tendientes a mantener el *leverage* en algún nivel que consideran óptimos o deseable (hipótesis de reajuste perfecto). Los resultados obtenidos muestran que en las firmas estudiadas, las fluctuaciones de los retornos accionarios se traspasan casi en una proporción uno a uno a los niveles de *leverage*. Este resultado es similar al que se encuentra para la muestra de firmas de EE.UU, y que complementa la evidencia previa en Welch (2004). Adicionalmente, se verifica que la dinámica de los retornos accionarios explica casi un 50% de la dinámica de la estructura de capital.

Palabras clave: *Leverage* financiero, retornos accionarios, firmas en Latinoamérica y EE.UU.

1. Introducción

El problema de la relación entre la estructura de capital y el valor de la firma se inicia con un clásico artículo de Modigliani y Miller (1958) donde se establece que en un mundo de mercados de capitales completos, sin impuestos, sin asimetrías de información, etc., la estructura de capital es inocua en afectar el valor de la firma. A partir de este paradigma, la literatura de estructuras de capital se ha construido alrededor de dos grandes preguntas: ¿qué teoría explica los determinantes de la estructura de capital, y por ende, qué

explica las diferencias observadas entre las estructuras de capital de las firmas?, y ¿cómo las firmas ajustan su estructura de capital en el tiempo?

Respecto a las teorías que explican las estructuras de capital se pueden identificar las teorías de *trade-off*, de orden jerárquico (*pecking order*), de oportunidades en el mercado (*market timing*) y de asimetrías de información o costos de agencia. Una buena descripción de estas teorías y de la evidencia empírica respecto a la validez de cada una de ellas se encuentra en Myers (2003).¹

Respecto a la evolución temporal de las estructuras de capital, la discusión se ha centrado más bien en identificar si las firmas, por ejemplo, definen un nivel óptimo de *leverage*, y si lo tienen, como toman decisiones corporativas de emisión o recompra de acciones o deuda, que las hagan volver a este óptimo cuando se producen *shocks* que las mueven de él. Evidencia a nivel de encuestas en EE.UU. muestran que los gerentes de las firmas sí tienen, implícita o explícitamente, definido un nivel objetivo de estructura de capital. Graham y Harvey (2001) reportan que 81% de los gerentes encuestados declaran tener un objetivo de estructura de capital, ya sea fijo, flexible o algún rango definido. Bajo el supuesto de existencia de este *target* óptimo, se han utilizado modelos de ajuste parcial para verificar cuanto tiempo demora la firma en volver a este óptimo cuando se desvía de él. Ver Fama y French (2002), Hovakimian *et al.* (2001) y Frank y Goyal (2003). En general, se ha estimado que el ajuste temporal es lento. Las firmas cierran anualmente solo alrededor de 15% a 20% del desvío respecto al nivel óptimo.

La idea de que la dinámica de la estructura de capital es baja o de que existe un alto grado de inercia se ha consolidado en la literatura empírica reciente, ver Baker y Wurgler (2002), Welch

¹Para evidencia de los determinantes de la estructura de capital en Chile, ver por ejemplo, Fernández (2004) y Maqueira, Olavarrieta y Zutta (2007). Chang y Maqueira (2001) estudian los determinantes de las estructuras de capital de una muestra de firmas latinoamericanas que emiten ADR.

(2004), Leary y Roberts (2005) y Kayhan y Titman (2007). La idea es que efectivamente, una vez que las firmas se ven expuestas a un *shock* que las mueve de su nivel de *leverage* actual, el tiempo que toman para retomar el mismo nivel o volver a un rango determinado es significativo, digamos un par de años. Si bien es cierto, los tres artículos mencionados identifican el mismo fenómeno de inercia, las razones que explicarían este fenómeno difieren. Baker y Wurgler (2002) argumentan que esta inercia observada en la estructura de capital se debe a la tendencia de los gerentes a tratar de aprovechar condiciones favorables del mercado para emitir acciones o deuda. Estos autores presentan evidencia consistente con las teorías de oportunidades de mercado (*timing market*). Leary y Roberts (2005) argumentan que la existencia de costos de ajuste es clave en entender la inercia. En particular, muestran que los gerentes no están indiferentes a reajustar su nivel de *leverage*, sino simplemente les es costoso hacerlo. En otras palabras, la evidencia reportada sería consistente con la teoría de *trade-off*, donde el ajuste de estructura de capital se realiza si los beneficios de ajustar son mayores a los costos. Kayhan y Titman (2007) también presentan evidencia consistente con la teoría de *trade-off* y con la existencia de un nivel de *leverage* óptimo. Un punto interesante de este artículo, es que si bien es cierto encuentra evidencia de inercia en la estructura de capital, argumenta que los efectos se reversan en un plazo menor a lo que reporta la evidencia previa, como por ejemplo en Welch (2004).

Un elemento importante de remarcar es el hecho de que, si bien es cierto la inercia de la estructura de capital está bien documentada, al menos para las firmas en EE.UU. su existencia no implica que las firmas no realizan actividades corporativas de emisión o recompra de acciones o deuda. Al contrario, Welch (2004) muestra que la dinámica de la estructura de capital es explicada en un 60% por actividades corporativas. Leary y Roberts (2005) documentan que en promedio las firmas realizan acciones

corporativas una vez al año, aunque concentran todas sus actividades en un período corto de tiempo (*cluster*).

Como se ha mencionado previamente, la evidencia con respecto a la dinámica de la estructura de capital en general, y de la inercia, en particular, se ha concentrado en firmas de EE.UU. En este contexto, el presente estudio busca complementar esta evidencia verificando si el comportamiento previamente observado en el mercado americano está presente también en una muestra de firmas latinoamericanas. Para ello, utilizando la metodología propuesta por Welch (2004), se prueba si el nivel de *leverage* de las firmas cambia debido a variaciones del retorno accionario de la firma, o más bien cambia en función de los niveles de *leverage* pasados. Si lo que se observa es esto último, se puede concluir que la inercia es baja y que las firmas tratan de volver a su nivel óptimo (*target*) de *leverage* relativamente rápido, por el contrario, si el *leverage* varía en el tiempo debido a cambios en el retorno accionario de la firma, estaríamos ante la presencia de mayor persistencia en la estructura de capital. Este ejercicio es interesante dado que el nivel de desarrollo de los mercados de capitales de EE.UU. versus el de los países latinoamericanos considerados, es significativamente diferente. Además, disponemos de una muestra de firmas de EE.UU. para la cual también realizamos este ejercicio. Esta evidencia puede considerarse una validación fuera de muestra de los resultados de Welch (2004), dado que nuestra muestra considera el período inmediatamente posterior al del trabajo de Welch (2004), es decir, entre los años 2000 al 2007.

Nuestros resultados muestran que el nivel de *leverage* de las firmas de los países latinoamericanos considerados varía casi uno a uno con los retornos accionarios de las mismas, esto es, no parecen haber acciones corporativas tendientes a revertir las variaciones del *leverage* debido a las variaciones de los retornos. En particular, para un período de tiempo de 1 año, se obtiene que en Latinoamérica como región, cambios en los retornos accionarios se traspasan en 83% a los niveles de *leverage*. Luego de 3 años este traspaso es de

64%. Así, vemos que hay un grado bastante alto de inercia en la estructura de capital de las firmas de nuestra muestra.

El trabajo contiene 4 secciones adicionales. En la sección 2 se discute el *test* a implementar, en la sección 3 se describen los datos, en la sección 4 se presentan los resultados del trabajo empírico, y finalmente se concluye.

2. Estructura de capital: *leverage* efectivo versus *leverage* implícito

En este trabajo se investiga si el comportamiento del *leverage* (razón deuda-patrimonio) está regido por el reajuste que las empresas hacen en su estructura de pasivos o bien si éstas dejan fluctuar su *leverage* a la influencia del retorno de sus acciones.

La estimación básica que se ha hecho fue elaborada por Welch (2004):

$$ADR_{t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot ADR_t + \alpha_2 \cdot IDR_{t,t+k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

El término *ADR* (Actual Corporate Debt Ratio) es la estructura de capital actual o *leverage* efectivo, definido con el valor libro de la deuda (D) dividida por el valor libro de la deuda más el valor de mercado del patrimonio (E),

$$ADR_t \equiv \frac{D_t}{D_t + E_t} \quad (2)$$

El término *IDR* es la razón entre el valor libro de la deuda, asumiendo que la empresa no realiza ninguna actividad corporativa que la modifique, y el valor libro de la deuda, más la revalorización del patrimonio debida solo cambios en los retornos accionarios

$$IDR_{t,t+k} \equiv \frac{D_t}{E_t \cdot (1 + r_{t,t+k}) + D_t} \quad (3)$$

r es el retorno neto de las acciones. Ahora bien, nuestras hipótesis centrales son:

Hipótesis 1: reajuste perfecto

$$\alpha_1 = 1, \alpha_2 = 0 \quad (4)$$

Hipótesis 2: sin reajuste

$$\alpha_1 = 0, \alpha_2 = 1 \quad (5)$$

En general las firmas pueden adoptar otras estrategias más apropiadas que estas dos hipótesis extremas. No obstante, el propósito es comprobar qué tan fuerte es la influencia que tiene cada estrategia en la estructura de capital. Por otro lado, se ha contabilizado el intercepto α_0 que captura un objetivo constante de *leverage*.

Las dinámicas de la estructura de capital que se han definido en (1) se han de expresar de la siguiente forma. Los cambios en la deuda causados por nuevos tipos de deuda, pagos de deuda y pagos de cupones se pueden expresar como:

$$D_{t+k} \equiv D_t + TDNI_{t,t+k} \quad (6)$$

donde,

$TDNI_{t,t+k}$ es el total de deuda neta emitida.

Equivalentemente, la cantidad de acciones corporativas cambiará con el retorno de las acciones y la emisión neta de acciones,

$$E_{t+k} \equiv E_t \cdot (1 + r_{t,t+k}) + ENI_{t,t+k} \quad (7)$$

donde,

$ENI_{t,t+k}$ es la variable que cuantifica la cantidad de acciones emitidas y la actividad de reventa de acciones.

Con estas definiciones anteriores el *leverage* para el período $(t+k)$ se define como:

$$\begin{aligned} ADR_{t+k} &= \frac{D_{t+k}}{D_{t+k} + E_{t+k}} \\ &= \frac{D_t + TDNI_{t,t+k}}{D_t + TDNI_{t,t+k} + E_t \cdot (1 + r_{t,t+k}) + ENI_{t,t+k}} \end{aligned} \quad (8)$$

Matemáticamente, si la deuda por emisión corporativa y las acciones se rigen por la siguiente relación funcional,

$$\frac{ENI_{t,t+k}}{E_t} = \frac{TDNI_{t,t+k}}{D_t} - r_{t,t+k} \quad (9)$$

el *ADR* se mantendrá perfectamente constante a lo largo de todo el período (hipótesis 1). De lo contrario, si la emisión corporativa y el número de acciones están definidos como,

$$\frac{ENI_{t,t+k}}{E_t} = \frac{TDNI_{t,t+k}}{D_t} + r_{t,t+k} \cdot \frac{TDNI_{t,t+k}}{D_t} \quad (10)$$

el *IDR* predeciría perfectamente el *leverage* de cada firma. Desafortunadamente, las expresiones (8) y (9) son inadecuadas en empresas que tienen valores de endeudamientos cercanos a cero, y

además no contamos con toda la información necesaria para calcularlas.

3. Datos

Los datos utilizados en este estudio corresponden a una muestra de firmas no financieras que cotizan en la bolsa para el período 2000-2007. En particular, la información es obtenida de la base de datos Economatica, la cual contiene información tanto del precio accionario como de la capitalización bursátil de las firmas, así como información de los Balances y Estados Resultados de las mismas. Se dispone de información, con distinto grado de cobertura para cinco países latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile, México y Perú, además de Estados Unidos, el cual es incorporado en el análisis de manera de tenerlo como punto de referencia en las comparaciones que se realizarán entre países. La tabla 1 muestra el número de observaciones disponibles en nuestra muestra por país y año.

Como se describió en la sección anterior, nuestro análisis se centrará en la comparación entre dos medidas de *leverage*: uno el *leverage* efectivo (ADR), el que corresponde al nivel de deuda patrimonio efectivamente observado en un momento determinado del tiempo y, por otra parte, el *leverage* implícito o inducido (IDR), el cual corresponde al nivel de deuda patrimonio derivado solamente de las revalorizaciones del patrimonio de la firma debido a cambios en el retorno accionario de la misma, manteniendo constante cualquier actividad de emisión tanto de acciones o de deuda.

Tabla 1
Número de firmas en la muestra

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Con información contable								
Argentina	61	65	65	64	67	69	69	70
Brasil	247	253	259	264	277	293	325	335
Chile	153	154	154	155	155	162	165	156
México	88	89	90	90	94	96	100	101
Perú	97	97	97	100	102	107	106	114
EE.UU.	694	712	732	740	752	776	795	812
Con información de precios bursátiles								
Argentina	26	22	42	49	43	45	50	48
Brasil	91	104	94	100	126	121	173	246
Chile	55	55	50	48	63	61	73	65
México	47	44	39	38	52	54	60	62
Perú	15	16	23	23	29	27	37	50
EE.UU.	647	678	701	721	738	764	790	810

NOTA: los datos fueron obtenidos de Economatica.

La tabla 2 nos muestra las estadísticas descriptivas, por país y para todo el período en estudio, de las principales variables consideradas en este análisis: el *leverage* efectivo, el *leverage* implícito y el retorno accionario. Recordemos que las diferencias entre ambos niveles de deuda-patrimonio corresponderán principalmente a las actividades de emisión de la firma. En *leverage* efectivo y el implícito serán iguales, sólo en el caso de que los cambios en el valor de mercado del patrimonio sean compensados con variaciones del nivel de deuda tales que igualen ambos valores. Latinoamérica tiene un *leverage* efectivo promedio de 42%, mientras que en EE.UU. esta razón alcanza un 35%, un valor considerablemente inferior. En relación al *leverage* implícito, para Latinoamérica este valor es 36% en el lapso de un año, y se reduce a 33% en el lapso de 3 años. Para EE.UU., estas razones son 34% y 31%.

Tabla 2
Estadísticas descriptivas

	MEDIA	MEDIANA	DES. EST.	MÍNIMO	MÁXIMO
<i>Leverage Efectivo (ADR_t)</i>					
Argentina	0,45	0,45	0,25	0,00	0,98
Brasil	0,46	0,43	0,32	0,00	1,00
Chile	0,29	0,26	0,21	0,00	0,98
México	0,43	0,39	0,26	0,00	0,99
Perú	0,43	0,41	0,26	0,01	0,97
EE.UU.	0,35	0,32	0,22	0,00	1,00
Latinoamérica	0,41	0,37	0,28	0,00	1,00
<i>Leverage implícito a 1 año (IDR_{t+1})</i>					
Argentina	0,42	0,40	0,25	0,00	0,98
Brasil	0,38	0,33	0,29	0,00	1,00
Chile	0,27	0,24	0,19	0,00	0,98
México	0,36	0,29	0,25	0,01	0,96
Perú	0,31	0,26	0,24	0,01	0,94
EE.UU.	0,34	0,30	0,22	0,00	1,00
Latinoamérica	0,36	0,30	0,26	0,00	1,00
<i>Leverage implícito a 3 años (IDR_{t+3})</i>					
Argentina	0,41	0,41	0,25	0,00	0,93
Brasil	0,36	0,29	0,29	0,00	0,99
Chile	0,25	0,21	0,19	0,00	0,97
México	0,32	0,26	0,25	0,01	0,95
Perú	0,23	0,18	0,2	0,01	0,85
EE.UU.	0,31	0,27	0,22	0,00	1
Latinoamérica	0,33	0,27	0,26	0,00	0,99
<i>Retorno accionario anual firmas</i>					
Argentina	0,22	0,05	0,56	-0,57	2,45
Brasil	0,32	0,16	0,71	-0,72	4,05
Chile	0,16	0,09	0,35	-0,53	1,51
México	0,18	0,15	0,42	-0,69	1,45
Perú	0,46	0,29	0,72	-0,63	2,98
EE.UU.	0,13	0,08	0,38	-0,62	1,65
Latinoamérica	0,26	0,14	0,60	-0,72	4,05

NOTA: ver sección 2 del artículo para una definición de *leverage* efectivo e implícito. Latinoamérica corresponde al *pool* de firmas de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

El hecho de que el *leverage* implícito caiga a medida que mayor sea el tiempo utilizado para calcularlo se relaciona al hecho de que las firmas en el mediano y largo plazo son capaces de reajustar sus niveles de *leverage* de manera tal de que los niveles de *leverage* efectivo son mayores a los implícitos. Este comportamiento también es consistente con observar retornos accionarios, en promedio, positivos. Claramente esto es lo que se observa en nuestra muestra. El retorno accionario real anual para las firmas no financieras de Latinoamérica fue en promedio de 26%, con una mediana de 14%. Para el caso de EE.UU. se observaron retornos promedios de 13%, con una mediana de 8%.

Otro elemento interesante que reportan estas estadísticas descriptivas es el hecho de que las firmas en promedio han experimentado mayores niveles de volatilidad en Latinoamérica que en EE.UU. La volatilidad anual de los retornos bursátiles, medida a través del desvío estándar, es un 60% versus un 38% respectivamente, siendo Brasil y Perú los países más volátiles de la región con un 71% y 72% respectivamente. Chile registra la volatilidad más baja con un desvío estándar de 38%.

La tabla 3 nos muestra cómo tanto el nivel de *leverage* efectivo como el nivel de *leverage* implícito han cambiado a través del tiempo. Lo primero que se observa es que en Latinoamérica se han reducido de manera significativa los niveles de *leverage* efectivos. Así, mientras en el año 2000 se observó un nivel *leverage* promedio de 47%, esta razón cayó a un 29% en el 2007. Por el contrario, si observamos el caso de EE.UU., vemos que su nivel de *leverage* se ha mantenido relativamente constante en el tiempo, en niveles de 35%. A nivel país, las mayores bajas se observaron en Brasil, México y Perú. Por otra parte, Chile es el país que muestra el menor nivel de *leverage* efectivo durante todo el período en análisis, pasando de 34% en el año 2000 a 24% el año 2007.

Tabla 3
Leverage efectivo e implícito en el tiempo

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<i>Leverage efectivo (ADR t)</i>								
Argentina	0,45	0,55	0,56	0,47	0,45	0,43	0,41	0,37
Brasil	0,54	0,57	0,6	0,53	0,5	0,45	0,37	0,28
Chile	0,34	0,34	0,35	0,29	0,24	0,25	0,25	0,24
México	0,49	0,51	0,52	0,47	0,42	0,39	0,33	0,31
Perú	0,53	0,53	0,57	0,5	0,45	0,38	0,32	0,27
EE.UU.	0,35	0,35	0,4	0,35	0,33	0,33	0,33	0,36
Latinoamérica	0,47	0,50	0,52	0,46	0,42	0,39	0,34	0,29
<i>Leverage implícito a 1 año (IDR t+1)</i>								
Argentina	0,57	0,44	0,48	0,44	0,42	0,40	0,33	
Brasil	0,47	0,48	0,44	0,40	0,38	0,32	0,29	
Chile	0,38	0,39	0,28	0,23	0,25	0,22	0,22	
México	0,49	0,5	0,41	0,38	0,33	0,26	0,24	
Perú	0,45	0,48	0,48	0,35	0,31	0,20	0,17	
EE.UU.	0,35	0,4	0,34	0,32	0,32	0,32	0,33	
Latinoamérica	0,46	0,46	0,42	0,37	0,35	0,29	0,26	
<i>Leverage implícito a 3 años (IDR t+3)</i>								
Argentina	0,37	0,33	0,48	0,44	0,39			
Brasil	0,40	0,39	0,37	0,36	0,32			
Chile	0,29	0,28	0,28	0,20	0,22			
México	0,43	0,36	0,32	0,25	0,24			
Perú	0,37	0,30	0,32	0,17	0,15			
EE.UU.	0,33	0,31	0,31	0,30	0,31			
Latinoamérica	0,38	0,35	0,36	0,32	0,29			

NOTA: ver sección 2 del artículo para una definición de *leverage* efectivo e implícito.
Latinoamérica corresponde al *pool* de firmas de Argentina, Brasil, Chile,

En línea con lo observado para los niveles de *leverage* efectivo, los niveles de *leverage* implícitos a 1 y 3 años también han registrado variaciones significativas en el tiempo. El *leverage* implícito a un año muestra en líneas generales un comportamiento más cercano al del *leverage* observado, es decir, un descenso relativamente estable en el tiempo para todos los países considerados. Como región, Latinoamérica registra una caída del retorno implícito a 1 año desde niveles de 46% en el año 2000 a niveles de 26% el año 2007. La

caída más fuerte se observa en Perú donde el *leverage* implícito cayó desde un 45% el año 2000 a un 17% el año 2007. EE.UU. muestra un comportamiento más bien estable en torno al 34%. Con respecto al *leverage* implícito a 3 años, vemos que la tendencia generalizada a la baja registrada para el plazo de 1 año se tiende a suavizar, es así que para esta variable, en Latinoamérica se observa una caída desde un 38% a un 29%. En particular, Argentina, Brasil, Chile y EE.UU. muestran caídas, pero de menos de 10 puntos porcentuales, mucho menores que para el caso del *leverage* implícito a un año plazo.

4. Análisis empírico

A. Metodología Fama-MacBeth

El procedimiento de Fama-MacBeth (1973) pese a su larga data y simpleza es hasta el día de hoy ampliamente utilizado en artículos de finanzas. Como explicaremos a continuación, la idea de este procedimiento de dos etapas es realizar inferencias de relaciones entre variables dentro de un contexto de corte transversal, pero utilizando la dimensión temporal para definir los errores estándares de las variables de interés. Describiremos brevemente el procedimiento utilizando como ejemplo la estimación del modelo CAPM propuesta en la versión original del artículo de Fama y MacBeth (1973). Suponga que se quiere probar el modelo CAMP que relaciona el retorno de mercado (R_{m_t}) con el retorno de las firmas individuales (R_{i_t}), para ellos se dispone de una muestra para varias firmas ($i=1,\dots,I$) en el tiempo ($t=1,\dots,T$). El procedimiento entonces es:

- 1) Estimar el *beta* de mercado para cada firma a partir de las series de tiempos respectivas, $\hat{\beta}_i$, utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Se puede estimar este *beta*

utilizando la serie de tiempo completa o utilizando una metodología de *rolling*.

- 2) Estimar la siguiente regresión, por MCO, para cada corte transversal t ,

$$R_{it} = \rho_t \hat{\beta}_i + \varepsilon_{it}.$$

Los estimadores Fama-MacBeth de los parámetros de interés vienen dados por los promedios en el tiempo de los estimadores obtenidos para cada uno de los cortes transversales, es decir,

$$\hat{\rho} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\rho}_t \quad y \quad \hat{\varepsilon} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t$$

con errores estándares,

$$\sigma(\hat{\rho}) = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (\hat{\rho}_t - \hat{\rho})^2 \quad y \quad \sigma(\hat{\varepsilon}) = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon})^2$$

de estas expresiones queda claro que se utiliza la variación $\hat{\rho}_t$ en el tiempo para obtener una aproximación de su variación a través de los cortes transversales. En este ejemplo del modelo CAPM, ρ representa el precio del riesgo sistémico. Para una discusión más detallada del procedimiento ver Cochrane (2005).

B. Resultados: estimaciones Fama-McBeth

En la tabla 4 se presentan los resultados obtenidos utilizando la metodología de Fama-MacBeth, es decir, el promedio de la serie de

tiempo de los coeficientes obtenidos para cada corte transversal para los cinco países latinoamericanos considerados de manera individual, así como los resultados de considerar un único *pool* de empresas de estos cinco países que conforman la región Latinoamérica. Adicionalmente se reportan los resultados obtenidos para nuestra muestra de firmas de EE.UU. Cada columna en la tabla 4 corresponde a la estimación de la ecuación (1) para el país o región mencionado al inicio de la columna respectiva. Dado la dimensión temporal de nuestra muestra sólo consideramos dos horizontes de tiempo relevantes para efectos de calcular el *leverage* implícito: 1 y 3 años. En la tabla 4, este dato se reporta en el inicio de cada columna usando la notación $k = 1$ o $k = 3$, respectivamente.

Recordemos que el ejercicio que queremos verificar es si existe reajuste perfecto o no en la estructura de capital de las empresas no financieras de nuestra muestra. Empíricamente, la hipótesis de reajuste perfecto será válida si el coeficiente estimado que acompaña el nivel de *leverage* efectivo (ADR) es estadísticamente igual a 1, y simultáneamente el coeficiente estimado que acompaña el nivel de *leverage* implícito (IDR) es estadísticamente igual a 0. Por el contrario, si estos coeficientes se invierten, es decir, son iguales a 0 y 1 respectivamente, estaremos en el caso opuesto donde no existe ajuste por parte de las firmas. Evidentemente, podemos encontrar casos intermedios, o sea, donde ambos coeficientes estimados se ubiquen en rangos entre 0 y 1, pero no necesariamente sean iguales a los valores extremos.

Tabla 4
Regresiones Fama-MacBeth de leverage efectivo (ADR)
versus leverage implícito (IDR)

	ARGENTINA		BRASIL		CHILE		MÉXICO	
	κ=1	κ=3	κ=1	κ=3	κ=1	κ=3	κ=1	κ=3
ADR	-0,059 (0,08)	-0,074 -0,103	0,151 (0,060)*	0,183 (0,044)*	-0,026 -0,107	0,188 -0,088	0,15 -0,116	0,059 -0,075
IDR t+k	1,006 (0,075)**	0,864 (0,119)**	0,779 (0,060)**	0,623 (0,079)**	0,894 (0,171)**	0,425 (0,121)*	0,769 (0,122)**	0,749 (0,061)**
Cte.	0,025 (0,009)*	0,075 (0,005)**	0,03 (0,009)*	0,052 (0,007)**	0,042 (0,012)*	0,091 (0,023)*	0,039 (0,006)**	0,088 (0,016)**
Obs.	227	152	703	441	302	202	264	170
R2	0,93	0,75	0,91	0,74	0,87	0,55	0,90	0,83
	PERÚ		EE.UU.		LATINOAMÉRICA			
	κ=1	κ=3	κ=1	κ=3	κ=1	κ=3		
ADR	0,105 -0,078	0,048 -0,068	-0,012 -0,025	0,025 -0,029	0,092 -0,046	0,13 (0,031)*		
IDR t+1	0,829 (0,084)**	0,865 (0,119)**	0,967 (0,024)**	0,845 (0,026)**	0,828 (0,041)**	0,642 (0,040)**		
Cte.	0,038 -0,016	0,071 (0,017)*	0,027 (0,004)**	0,068 (0,007)**	0,034 (0,004)**	0,068 (0,007)**		
Obs.	118	72	5000	3449	1614	1037		
R2	0,92	0,75	0,94	0,84	0,90	0,72		

Nota: estimaciones de la ecuación (1) de la sección 2 del texto, utilizando la metodología de Fama-MacBeth (1973), descrita en la sección 4.1 del texto. Latinoamérica corresponde al pool de firmas de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú. * (**) significancia estadística al 5% (1%)

Para el caso de Latinoamérica como región, vemos que los coeficientes encontrados son 0,09 y 0,82 para el *leverage* efectivo y para el *leverage* implícito respectivamente en el plazo de un año. Esto nos indica que en promedio las firmas en Latinoamérica dejan fluctuar sus niveles de *leverage* con las fluctuaciones observadas de sus retornos accionarios. En efecto, el coeficiente encontrado es casi igual a 1, por lo que esta relación es casi perfecta. Cuando el período de tiempo considerado se expande a 3 años, vemos que el coeficiente que acompaña al *leverage* implícito cae a 0,64, mientras

que el que acompaña al *leverage efectivo* aumenta a 0,13. Esto es consistente con el hecho de que las firmas a medida que pasa el tiempo realizan más operaciones corporativas, que evitan que el nivel de *leverage* efectivo sólo se mueva por cambios del *leverage* implícito. Es interesante notar que el coeficiente estimado para el *leverage* explícito pasa a ser significativo en relación a cuando considerábamos un horizonte temporal de 1 año. Así, si bien es cierto, esto indica que hay una tendencia en los niveles de *leverage* a diverger de lo que denominaríamos ausencia completa de reajuste en la estructura de capital, también es cierto, que se está lejos del otro extremo, un reajuste completo o perfecto. Un análisis incorporando niveles de *leverage* implícito más prolongados (sobre 5 años) podría darnos una idea más cercana de cómo las firmas reaccionan en el mediano y largo plazo. Lamentablemente, nuestra muestra no es lo suficientemente larga para llevar a cabo ese ejercicio.

Para el caso de EE.UU., los resultados son más claros en cuanto los coeficientes son más consistentes con una hipótesis particular, la hipótesis de no reajuste. Cuando consideramos el nivel de *leverage* implícito a 1 año, vemos que el coeficiente estimado para el *leverage* implícito es 0,97, siendo no estadísticamente diferente de 1, mientras que el coeficiente que acompaña al *leverage* efectivo es negativo, aunque no estadísticamente distinto de cero. Es decir, para la muestra de firmas de EE.UU. que disponemos, la evidencia es perfectamente consistente con la hipótesis de ausencia de reajuste de la estructura de capital por parte de las firmas no financieras. Cuando se considera un período de cálculo del *leverage* implícito de 3 años, los resultados se mantienen, aunque nuevamente se observa una tendencia de algún grado de reajuste moderado. El coeficiente estimado para el *leverage* implícito a 3 años cae a 0,84, mientras que el coeficiente para el *leverage* efectivo pasa a ser positivo, 0,02, aunque sigue siendo estadísticamente distinto de cero.

La evidencia que presentamos para EE.UU. es consistente con la evidencia reportada por Welch (2004) para una muestra

mucho más extensa de firmas norteamericanas de la que se dispone en este trabajo. En particular, Welch reporta coeficientes de 1,02 y -0,05 para el *leverage* implícito y el *leverage* efectivo respectivamente, en el plazo de 1 año, y de 0,94 y 0,09 en el plazo de 3 años. Así vemos que nuestros resultados son casi idénticos. La evidencia es consistente con la hipótesis de no reajuste de las estructuras de capital, y además se observa, a medida que el período considerado aumenta, un incremento leve del reajuste por parte de las firmas representado por una caída del coeficiente estimado del *leverage* implícito. Estos resultados son obtenidos a partir de una muestra que contiene más de 40.000 observaciones de años-firmas para el período 1962-2000. Si bien es cierto, nuestra muestra de firmas norteamericanas es considerablemente menor, corresponde al período de tiempo inmediatamente posterior al utilizado en el trabajo por Welch, el período 2000 a 2007. Así, bajo esta perspectiva, nuestros resultados son complementarios a los suyos, y validan fuera de muestra sus resultados.

Comparando los resultados obtenidos para Latinoamérica como región y EE.UU, vemos que definitivamente la evidencia es consistente con la existencia de un nulo reajuste de las estructuras de capital que reviertan las variaciones observadas de los retornos accionarios de las firmas en el tiempo. Si bien es cierto, los resultados obtenidos se acercan más a lo que esperado teóricamente, *a priori*, en el caso de EE.UU., donde los coeficientes de interés estimados son 1 y 0 respectivamente, para el caso de Latinoamérica se observan valores muy cercanos a estos, sobre 0,8 y 0,1 respectivamente. Adicionalmente, en ambas regiones se observa una tendencia leve a que las firmas reajusten su estructura de capital a medida que el período de tiempo considerado aumenta. Es llamativo realmente que los resultados para ambas regiones sean casi idénticos considerando que tanto la profundidad de los mercados financieros como las necesidades financieras de las empresas varían considerablemente entre regiones. De hecho, creemos que los resultados de Latinoamérica debiesen converger a los observados en

EE.UU., si el número de observaciones de nuestras muestras se incrementara lo suficiente.

Veamos qué sucede a nivel de países. Las estimaciones individuales para Argentina, Brasil, Chile, México y Perú también se reportan en la tabla 4. Como es de esperar se observa cierto grado de heterogeneidad en los resultados, aunque las estimaciones de cada uno de los países están en línea con el resultado global obtenido para toda la región como conjunto, y que fueron comentados previamente. La evidencia de ninguno de los países es consistente con la hipótesis de reajuste de la estructura de capital. Para Argentina, por ejemplo, los coeficientes estimados para los parámetros de interés son 1,00 y 0,02 para el plazo de un año, es decir, exactamente consistente con la hipótesis de ausencia de reajuste. Chile también se acerca a los valores teóricos de la hipótesis de ausencia de reajuste con 0,90 y -0,02 para el plazo de un año. Perú, en orden decreciente, presenta coeficientes 0,83 y 0,10, aunque este último no es significativo. Finalmente, para Brasil y México se estimaron coeficientes de 0,78 y 0,15, y de 0,77 y 0,15 respectivamente para el plazo de un año. A diferencia de los demás países donde el coeficiente que acompaña al *leverage* efectivo no es significativo, el coeficiente de 0,15 mencionado recién para Brasil sí es estadísticamente significativo. En resumen, vemos que para cada uno de los países la evidencia muestra que las variaciones de los retornos accionarios tendrán un impacto de al menos un 75% en el nivel de *leverage* de la misma firma, llegando en algunos casos a ser un impacto uno a uno. Adicionalmente, se observa que en tres de los cinco países estudiados, Argentina, Brasil y Chile, cuando el período de tiempo considerado aumenta a tres años, los coeficientes estimados, que miden la relación con los retornos accionarios, caen en algún grado. Para México y Perú, los coeficientes se mantienen en los niveles observados para el período de 1 año.

Resumiendo, tanto cuando se consideran las firmas de los cinco países estudiados de manera conjunta considerándolos dentro de un *pool* que denominamos Latinoamérica, como cuando se

consideran de manera individual, las firmas de nuestra muestra no toman decisiones corporativas tendientes a mantener el nivel de deuda o *leverage* dentro de un rango determinado o deseado, por el contrario, lo que se observa es que el *leverage* fluctúa casi en una proporción uno a uno con las variaciones de los retornos accionarios de las firmas. Esta evidencia no significa necesariamente que las firmas no modifiquen su estructura de capital en el tiempo, lo que sí verifica es que si es modificada no es con el fin último de mantener los niveles de *leverage* cerca de algún *leverage* óptimo u objetivo.

C. Resultados: análisis de varianza

Hasta ahora hemos visto, a través de los coeficientes estimados, que hay evidencia de que las firmas dejan fluctuar su nivel de *leverage* con los retornos accionarios. Ahora veremos qué fracción de la dinámica del *leverage* efectivo es explicada por cambios en el *leverage* implícito. Recordemos que esta dinámica puede estar explicada por la actividad de emisión de deuda o de acciones de las firmas también. Para esto, calculamos la medida de “bondad de ajuste” (R^2) en la siguiente regresión:

$$(ADR_{t,t+k} - ADR_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot (IDR_{t,t+k} - ADR_t) + \varepsilon_t \quad (11)$$

La tabla 5 muestra los resultados obtenidos. Consistente con las regresiones de la sección anterior, vemos que en Latinoamérica, en promedio, la dinámica del *leverage* implícito explica alrededor de un 47% de la dinámica del *leverage* efectivo cuando el período de tiempo considerado es de un año, mientras que este valor cae a un 42% en el plazo de tres años. Para EE.UU. se observa que el *leverage* implícito es capaz de explicar alrededor de 60% de la dinámica del *leverage* observado. Esto nos indica que el impacto que tienen los retornos accionarios en nivel del *leverage* de las firmas es más fuerte en EE.UU. que en la muestra de firmas de

economías latinoamericanas que utilizamos. Este resultado puede ser explicado por la existencia de un mercado de capitales más líquido y profundo en EE.UU., que en las economías latinoamericanas consideradas.

Tabla 5
Análisis de varianza

Argentina	0,66	0,50
Chile	0,54	0,34
México	0,39	0,54
Perú	0,64	0,68
EE.UU.	0,61	0,58
Latinoamérica	0,47	0,42

NOTA: R^2 obtenido de la regresión por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (11) en la sección 4.C del texto. Latinoamérica corresponde al *pool* de firmas de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

Cuando miramos a nivel país también se observa dispersión en esta medida de bondad de ajuste, registrándose fluctuaciones que varían entre 39%, para el caso de México, y 66% para el caso de Argentina. Lo interesante de este ejercicio es que provee evidencia adicional respecto a que existe una relación estrecha entre el *leverage* y los retornos accionarios de las firmas, no sólo en niveles, sino que también a nivel de cambios en la variables, es decir, la dinámica en el tiempo de una se correlaciona con la dinámica en el tiempo de la otra.

5. Conclusiones e investigación futura

En este artículo se ha buscado caracterizar la relación existente entre la estructura de capital de una firma y el retorno accionario de la

misma, en una muestra de firmas no financieras que cotizan en bolsa de cinco países latinoamericanos y de EE.UU. En particular, se ha probado la hipótesis de si las firmas dejan fluctuar su nivel de *leverage* libremente con las variaciones de los retornos accionarios (hipótesis de ausencia de reajuste), o si por el contrario, realizan acciones corporativas tendientes a mantener el *leverage* en algún nivel que consideran óptimos o deseable (hipótesis de reajuste perfecto). Los resultados obtenidos muestran que las firmas latinoamericanas permiten que las fluctuaciones de los retornos accionarios de sus firmas afecten casi en una proporción 1 a 1 a los niveles de *leverage*. Esta evidencia es consistente con la ausencia de reajuste de la estructura de capital de estas firmas con fines de obtener un nivel de *leverage* considerado *a priori* como óptimo o deseado. Adicionalmente, se provee evidencia para firmas en EE.UU. complementaria a los resultados de Welch (2004), que confirman el fenómeno de ausencia de reajuste en las estructuras de capital de estas firmas. Este resultado muestra que el fenómeno de ausencia de reajuste existe en economías con disímiles mercados de capitales y disímiles alternativas de financiamiento, como lo son EE.UU. y las economías latinoamericanas. La evidencia empírica presentada no es indicativa de que las actividades de financiamiento corporativo en estas economías, y para estas firmas, no existen, por el contrario, existen, aunque no con el fin de mantener el nivel de *leverage* en un rango determinado. Finalmente, se verifica que la dinámica de los retornos accionarios es capaz de explicar alrededor de un 50% de la dinámica de la estructura de capital de las firmas en nuestra muestra.

Dejamos para investigación futura varios aspectos relevantes a considerar. Primero, es necesario ampliar la cobertura temporal de la muestra. Como se ha mencionado, nuestra muestra limita el análisis respecto a si las firmas cambian su comportamiento respecto a estabilizar su *leverage* en torno a un nivel deseado a través del tiempo. Segundo, sería interesante incorporar de manera más detallada la dimensión temporal en el análisis de las estructuras de

capital a la Kayhan y Titman (2007), y verificar si efectivamente los costos de transacción juegan un rol en explicar la dinámica de la estructura de capital.

Referencias

- BAKER, M. y J. WUGLER (2002), "Market Timing and Capital Structure", *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 1-32.
- CHANG, J. y C. MAQUIEIRA (2001), "Determinantes de la estructura de endeudamiento de empresas latinoamericanas emisoras de ADRs", *Estudios de Administración*, Vol. 8(1), pp. 55-86.
- COCHRANE J. (2005), "Asset Pricing", *Princeton University Press*.
- FAMA, E. y K. FRENCH (2002), "Testing Tradeoff and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt", *Review of Financial Studies*, Vol. 15, pp. 1-33.
- FAMA, E. y J. MACBETH (1973), "Risk, Return and Equilibrium, Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, Vol. 71, pp. 607-636.
- FERNÁNDEZ V. (2005), "Determinants of Firm Leverage in Chile: Evidence from Panel Data", *Estudios de Administración*, Vol. 12, N°1, 2005.
- FRANK, M. y V. GOYAL (2003), "Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 67, pp.217-248.
- GRAHAM, J. y C. HARVEY (2001), "The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field", *Journal of Financial Economics*, Vol. 60, pp. 187-243.
- HOVAKIMIAN, A., T. OPLER and S. TITMAN (2001), "The debt-equity choice: an analysis of issuing firms", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 36, pp. 1-24.
- KAYHAN, A. and S. TITMAN (2007), "Firms' histories and their capital structures", *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, pp. 1-32.

- LEARY, M.T. and M.R. ROBERTS (2005), "Do firms rebalance their capital structures?", *Journal of Finance*, Vol. 60, 2575-2619.
- MAQUIEIRA, C., S. OLAVARRIETA y P. ZUTTA (2007), "Determinantes de la Estructura de Financiación: Evidencia empírica para Chile", *El Trimestre Económico*, LXXIV (1), Vol. 293, enero-marzo 2007, pp. 161-193.
- MODIGLIANI, F. y M. MILLER (1958), "The Cost of Capital, Corporations Finance and the Theory of Investment", *American Economic Review*, XLVII, pp. 261-297.
- MYERS, S. (2003), "Financing of Corporations", *Handbook of the Economics of Finance: Corporate Finance*, Vol, 1A. North Holland.
- WELCH, I. (2004), "Capital structure and stock returns", *Journal of Political Economy*, Vol. 112 (1), pp. 106-131.