



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Cowan, Kevin N.; Hansen, Erwin G.

Inversión, desfase de madurez y choques de liquidez en Chile

El Trimestre Económico, vol. LXXV (2), núm. 298, abril-junio, 2008, pp. 433-470

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340955006>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en 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

## INVERSIÓN, DESFASE DE MADUREZ Y CHOQUES DE LIQUIDEZ EN CHILE\*

*Kevin N. Cowan  
y Erwin G. Hansen\*\**

### RESUMEN

Este trabajo cuantifica el efecto que tiene para las empresas mantener excesiva deuda de corto plazo, cuando se ven enfrentadas a incrementos no esperados en el costo de refinanciación. Utilizando un conjunto de empresas chilenas, para el periodo 1994-2003, se muestra que efectivamente las empresas más desfasadas de los vencimientos en términos de madurez, invierten relativamente menos, cuando enfrentan un choque de liquidez, tanto interno como externo. Este efecto es económicamente significativo, y representa una caída cercana a 6% de la inversión promedio de las empresas en la muestra. Además, se encuentra que este efecto no es homogéneo, en particular de las empresas que tienen acceso a los mercados externos, ya sea porque emiten ADR o porque tienen propiedad extranjera, y que son capaces de absorber de mejor manera estos choques.

### ABSTRACT

This paper quantifies the impact on firms of having excessive short-term debt when they face an unanticipated increase in the cost of refunding. Using a panel dataset

\* *Palabras clave:* inversión en capital fijo, deuda de corto plazo, choques de liquidez, deuda en dólares. *Clasificación JEL:* G31, E22, F32. Artículo recibido el 17 de febrero de 2006 y aceptado el 29 de junio de 2007.

\*\* K. N. Cowan, gerente de la División Política Financiera del Banco Central de Chile. E. G. Hansen, Facultad de Economía y Empresa, Universidad Diego Portales (correo electrónico: erwin.hansen@udp.cl).

of Chilean firms, for the period 1994-2003, we find that when firms face liquidity shocks, either domestic or foreign, those firms with a higher maturity mismatch invest relatively less. This effect is significant and it is equivalent to a drop of 6% of the average investment of the firms in the sample. Additionally, we find that this effect is offset in those firms that have access to international markets, through either the issuance of ADR or foreign ownership.

## INTRODUCCIÓN

Una de las decisiones corporativas más relevantes dentro de una empresa, es determinar su estructura de capital óptima. Esto implica decidir cuales serán las fuentes de financiación (deuda bancaria, colocación de bonos, emisión de acciones, entre otras), así como los plazos en los cuales estos instrumentos se deben cancelar o refinanciar. Como en toda decisión financiera, la mejor opción dependerá de la percepción gerencial de los riesgos existentes en cada una de las opciones.

Uno de los riesgos por considerar es el de liquidez. Este riesgo se refiere a la imposibilidad de cumplir con obligaciones adquiridas previamente, que obligan la liquidación anticipada de los proyectos financiados o de los activos adquiridos con anterioridad por la empresa, de manera de generar flujos de caja suficientes para cubrir estas obligaciones.<sup>1</sup>

El riesgo de liquidez es un fenómeno de corto plazo, estrictamente vinculado al costo esperado de refinanciación de la deuda. Ante un aumento de las tasas de interés, el valor de renovación de la deuda de corto plazo se incrementa de manera automática. Si la empresa no anticipa este aumento de tasas, y no tiene suficiente flujo de caja para cubrir este aumento de la carga financiera, comenzará a vender los activos más líquidos. En este caso, el riesgo de liquidez es mayor en la medida que una empresa está más desfasada en términos de madurez, es decir, cuando presenta niveles de deuda de corto plazo muy por sobre los de activos de corto plazo.

Desde un punto de vista teórico, Hart y Moore (1994) muestran que este desfase no debiera existir, por cuanto la empresa debiera mantener deuda de la misma madurez que la de sus activos. Sin embargo, las pruebas internacionales (véase cuadro 4) muestran que muchas empresas mantienen altos

<sup>1</sup> Jorion (2000) define este riesgo como “*funding liquidity risk*” o “*cash-flow risk*”. En este trabajo nos referiremos a este riesgo simplemente como riesgo de liquidez.

montos de deuda de corto plazo.<sup>2</sup> Por ejemplo, se observa que el Sudeste Asiático es una de las regiones con más desfase de madurez. En la América Latina, Argentina y Perú, también muestran importantes desfases.

El hecho de que los países del Sudeste Asiático presentan excesiva deuda de corto plazo, es de relevancia para el resto de las economías emergentes, ya que se argumenta que este podría ser uno factor clave en explicar la ocurrencia y severidad de la crisis financiera producida en la región en 1998.<sup>3</sup> En esta línea, varios trabajos anteriores han presentado pruebas que muestran que la deuda de corto plazo parece ser un factor de riesgo adicional, tanto a nivel de la empresa como en el agregado.<sup>4</sup>

Considerando los elementos recién mencionados, es evidente la relevancia que tiene entender cuáles son los alcances del estar desfasado en términos de madurez, o en otras palabras, de mantener niveles excesivos de deuda de corto plazo. Este trabajo, busca cuantificar este efecto para el caso de Chile, que si bien es cierto muestra una exposición al riesgo de liquidez relativamente pequeño en comparación a otros países, dado que el desfase de madurez es pequeño, se ha visto enfrentada a períodos de gran volatilidad macroeconómica y a importantes incrementos de las tasas de interés.<sup>5</sup>

El análisis se centrará en cuantificar el efecto de un choque de liquidez en la inversión de las empresas. Creemos que un análisis adecuado de los efectos asociados al riesgo de liquidez, que nos permite hacer recomendaciones de política, debe centrarse en el sector real. Siendo la inversión en capital fijo la mejor medida para las empresas.

Los resultados obtenidos en este trabajo muestran que el desfase de madurez es un factor de riesgo adicional relevante para las empresas. Se observa que efectivamente las empresas más desfasadas en términos de madurez invierten relativamente menos, cuando se ven expuestas a un choque de li-

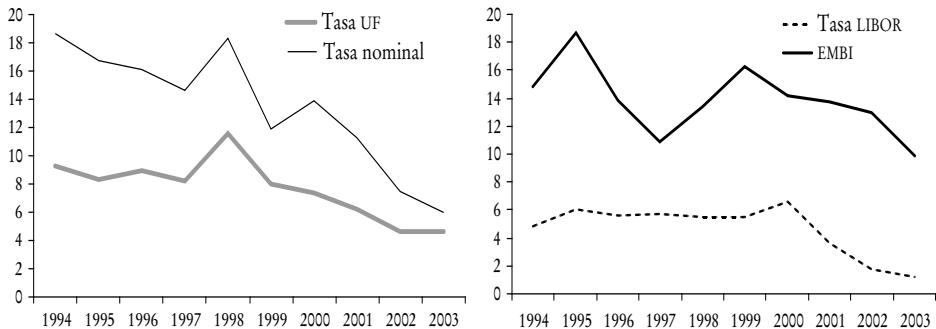
<sup>2</sup> La bibliografía de finanzas corporativas identifica varias teorías que explican por qué las empresas hacen uso de la deuda de corto plazo. Myers (1977) argumenta que se debe a la existencia de costos de agencia; Flannery (1986) presenta un modelo de señalización y riesgo de liquidez; Hart y Moore (1994) establecen la hipótesis de calce de madurez, y finalmente, otros autores, destacan el papel de los impuestos en la estructura de deuda.

<sup>3</sup> Radelet y Sachs (1998) y Corsetti (1998) analizan el papel de la deuda de corto plazo en el contexto de la crisis asiática.

<sup>4</sup> Utilizando datos macro, Rodrick y Velasco (1999) y Diamond y Rajan (2000) muestran que existe una relación entre mantener deuda de corto plazo y la probabilidad de ocurrencia e intensidad de las crisis financieras. Claessens *et al* (2000) y Borensztein y Lee (2000), con datos de empresas, muestran que tanto el monto como la tasa de crecimiento de la deuda de corto plazo afectan negativamente el crecimiento de la producción, medido como ventas reales, y la rentabilidad de las empresas.

<sup>5</sup> Véase en la gráfica 1 el gran incremento de las tasas internas en 1998.

GRÁFICA 1. *Tasas de interés internas y externas; rendimientos a tres meses<sup>a</sup>*  
(Porcentaje)



<sup>a</sup> Véase pormenores de las definiciones y de las fuentes de las series consideradas para construir las tasas en la sección III.

CUADRO 1. *Estadísticas descriptivas<sup>a</sup>*

	Observaciones	Media	Desviación estándar	Min.	Max.
Inversión capital fijo	1388	0.037	0.131	0.961	1.072
Gastos financieros	1352	0.017	0.014	0.000	0.062
Rendimiento accionario	567	0.000	0.002	0.028	0.009
ROA	1385	0.064	0.173	1.336	3.209
Deuda corto plazo	1365	0.185	0.162	0.000	1.097
Activos corto plazo	1382	0.248	0.206	0.000	1.089
Desfase madurez	1384	0.055	0.209	1.010	1.092
Deuda total	1380	0.408	0.315	0.000	3.793
Deuda en dólares	1231	0.092	0.145	0.000	0.929
Activos en dólares	1230	0.052	0.144	0.000	1.057
Activos totales	1388	128 000 000	277 000 000	35	2 770 000 000

<sup>a</sup> Véase en la sección III la fuente de los datos utilizados. Con la excepción de activos totales, que está medido en miles de pesos chilenos de 1996, el resto de las variables es presentado como fracción del total de activos del periodo anterior. El desfase de madurez es la diferencia entre deuda de corto plazo y activos de corto plazo.

quidez, tanto interno como externo. Este efecto es económicamente significativo y representa una caída equivalente a 6% de la inversión promedio de las empresas en la muestra.<sup>6</sup>

Además, se observa que este efecto adverso no es igual para todas las empresas de la muestra. En particular, las empresas que tienen acceso a los mer-

<sup>6</sup> La inversión promedio en la muestra, como porcentaje de los activos totales, es de 3.7% (véase cuadro 1).

cados externos, ya sea porque comercian ADR en la bolsa de Nueva York, o porque tienen propiedad extranjera, son capaces de absorber de mejor manera estos choques, reduciendo así su exposición al riesgo de liquidez.

Finalmente, se observa que el riesgo de liquidez interactúa de una manera complementaria con el cambiario. En particular, vemos que después de controlar por el riesgo de liquidez, las empresas con más deuda en dólares invierten relativamente menos después de una devaluación cambiaria. Lo contrario se observa si la empresa mantiene activos denominados en dólares.

## I. CARACTERIZACIÓN DEL DESFASE DE MADUREZ EN EL TIEMPO, ENTRE EMPRESAS Y PAÍSES

### 1. Evolución del desfase de madurez en el tiempo

El cuadro 2 y la gráfica 2 muestran la evolución del desfase de madurez promedio de las empresas en la muestra. En primer lugar, se observa que las empresas, no solo están en fase si no que mantienen considerablemente más activos de corto plazo que deuda de corto plazo. Este hecho implica que el riesgo agregado asociado al desfase de madurez es reducido, sin embargo, esto no implica que no existan empresas en que sí se observen efectos adversos.

El nivel del desfase de madurez tiene forma de una U invertida. Vemos que en 1995 el desfase promedio fue 9%, para incrementarse a 4% en 1998, mantenerse en ese nivel hasta 2001 y finalmente mejorar hacia fines de

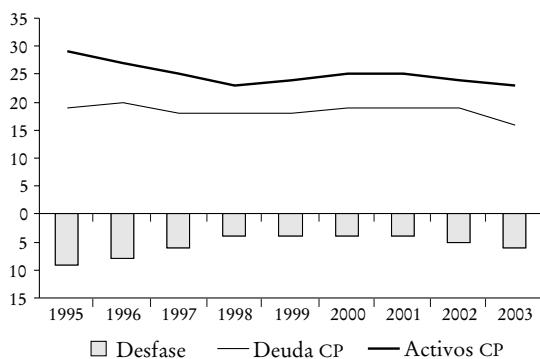
CUADRO 2. Desfase de madurez, deuda total y deuda en dólares por año<sup>a</sup>

Número de observaciones	Deuda CP	Activos CP	Desfase de madurez	Deuda total		
					(Porcentaje de activos totales)	(Porcentaje de deuda total)
1995	124	0.19	0.29	0.09	0.36	0.59
1996	142	0.20	0.27	0.08	0.37	0.59
1997	159	0.18	0.25	0.06	0.39	0.54
1998	163	0.18	0.23	0.04	0.43	0.53
1999	164	0.18	0.24	0.04	0.42	0.51
2000	167	0.19	0.25	0.04	0.42	0.53
2001	162	0.19	0.25	0.04	0.42	0.55
2002	156	0.19	0.24	0.05	0.42	0.53
2003	151	0.16	0.23	0.06	0.43	0.52
Total	1388	0.18	0.25	0.06	0.41	0.54
						0.30

<sup>a</sup> El total para todas las columnas, con la excepción de la columna con el número de observaciones, contiene promedios simples para todos los años. El desfase de madurez es la diferencia entre deuda de corto plazo y activos de corto plazo.

GRÁFICA 2. *Desfase de madurez*<sup>a</sup>

(Porcentaje de activos totales)



<sup>a</sup> El desfase corresponde al de madurez, definido como la diferencia entre la deuda de corto plazo y los activos de corto plazo.

la muestra y terminar en 6%. Esta variación se explica sobre todo por los cambios de los activos de corto plazo, los que caen inicialmente para después recuperarse, y volver a caer en 2002, aunque ahora acompañados por una caída aún mayor en la deuda de corto plazo, lo que genera la reducción del desfase. Esto indica que inmediatamente después de la crisis asiática, las empresas, en promedio, vieron incrementada su exposición en términos de madurez, lo que es congruente con el aumento de los costos de financiación observados en 1998, que impidieron la renovación completa de la deuda de corto plazo y, por ende, las empresas debieron liquidar activos de corto plazo para refinanciarse.

## 2. Desfase de madurez por categorías de empresas

El cuadro 3 muestra la deuda y los activos de corto plazo como porcentaje de los activos totales, así como el desfases de madurez, definido como la diferencia de estas dos variables, de acuerdo con una serie de características de las empresas. En primer lugar, se observa que no existe una diferencia estadísticamente significativa en el desfase entre empresas grandes y pequeñas, aunque sí estas últimas tienen una estructura de activos y de pasivos más orientada al corto plazo. En segundo lugar, se observa que las empresas más rentables, en términos de ROA, están menos desfasadas que las menos rentables, así se tiene que justamente las empresas menos preparadas para absorber un choque de liquidez son las más expuestas.

**CUADRO 3. Desfase de madurez por categorías de empresas<sup>a</sup>**  
 (Porcentaje de activos totales)

	<i>Deuda corto plazo</i>		<i>Activos a corto plazo</i>		<i>Desfase de madurez</i>	
	0	1	0	1	0	1
<i>Características generales</i>						
Tamaño	0.21	0.16*	0.27	0.22*	0.06	0.06
ROA	0.17	0.20*	0.20	0.29*	0.03	0.09*
<i>Actividad en el extranjero</i>						
ADR	0.19	0.17	0.24	0.28*	0.05	0.11*
Comercial	0.18	0.19	0.20	0.30*	0.02	0.11*
Exportadora	0.17	0.23*	0.21	0.35*	0.04	0.12*
<i>Estructura corporativa</i>						
Propiedad extranjera	0.19	0.20	0.23	0.31	0.04	0.11*
Grupo económico	0.20	0.18	0.25	0.25*	0.05	0.07*
<i>Otra característica</i>						
AFP	0.19	0.18	0.22	0.28*	0.03	0.10*

<sup>a</sup> Tamaño es una variable dicotómica, definida en función del logaritmo de los activos totales, que toma el valor de 1 si la empresa se encuentra sobre el percentil 50 en la muestra y de 0 si se encuentra por debajo. Análogamente, ROA es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la empresa se encuentra sobre el percentil 50, en términos de rentabilidad, y 0 si se encuentra por debajo. El resto de las variables son dicotómicas que toman el valor de 1 si la empresa pertenece a la categoría respectiva y de 0 si no. Un asterisco indica que se rechaza la hipótesis nula de que las medias de ambas categorías, para una característica determinada, son iguales. AFP indica si la empresa puede ser adquirida por las Administradoras de Fondos de Pensiones. Véase pormenores de las definiciones de las variables en la sección III.

Con respecto a las empresas que tienen actividad en el extranjero, ya sea porque exportan o emiten ADR en el mercado estadunidense, se observa que están menos desfasadas en término de madurez. Por ejemplo, para el caso de las empresas que exportan el desfase de madurez es de 12% de los activos totales, mientras que las que no exportan, tiene un desfase de 4%. Cuando se consideran características relacionadas con la estructura corporativa de las empresas, se observa que las empresas con propiedad extranjera, y las que pertenecen a grupos económicos, están menos desfasadas, con respecto a las que no tienen propiedad extranjera y a las que no pertenece a ningún grupo económico. En el caso de esta última categoría vemos que la diferencia de desfases de madurez es menor, 5% versus 7%, aunque aún es estadísticamente significativa. Por último, se observa que las empresas que poseen acciones que pueden ser adquiridas por las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP), también presentan desfases menores, en relación con las que no poseen acciones.

CUADRO 4. *Desfase de madurez en el mundo (año 2000)<sup>a</sup>*

(Porcentaje)

	<i>Deuda a corto plazo (A)</i>	<i>Activos a corto plazo (B)</i>	<i>Desfase de madurez (A)-(B)</i>	<i>Número de empresas</i>
<i>América Latina</i>	21	24	3	
Argentina	25	21	4	78
Brasil	25	27	3	360
Chile	16	21	5	157
Colombia	20	29	9	25
México	22	25	3	133
Perú	26	23	4	64
Venezuela	15	23	8	26
<i>Sudeste Asiático</i>	38	33	4	
Corea del Sur	41	33	8	698
Malasia	31	34	2	574
Filipinas	23	29	6	157
Tailandia	42	31	12	311
Indonesia	54	33	21	245
Singapur	35	42	7	355
<i>Otros países emergentes</i>	30	38	8	
China	30	36	5	213
República Checa	21	24	2	48
Hungría	25	31	7	38
Rusia	23	33	10	33
Turquía	51	64	13	133
Sudáfrica	30	40	10	402
Grecia	30	45	15	282
Hong Kong	23	28	6	498
India	34	42	9	333
Israel	27	35	8	97
Luxemburgo	32	43	11	23
Pakistán	41	34	6	85
Taiwán	27	36	9	416
<i>G7</i>	32	36	4	
<i>Otros países industrializados</i>	29	35	6	

<sup>a</sup> Elaboración propia con base en información de Worldscope Database. Deuda de corto plazo y activos de corto plazo expresados como porcentaje de los activos totales. Los promedios regionales corresponden a promedios simples. G7 incluye Canadá, Alemania, Francia, Reino Unido, Italia, Japón y Estados Unidos. Otros países industrializados incluye Australia, Austria, Bélgica, Suiza, Dinamarca, España, Finlandia, Irlanda, Holanda, Noruega, Nueva Zelanda, Polonia, Portugal y Suecia.

En resumen, advertimos que con la excepción del tamaño de las empresas, en todas las restantes categorías se observan diferencias significativas entre las empresas con una cierta característica con las que no la tienen. Esta diferencia, en todos los casos, muestra que el desfase es mayor en las empresas que están menos preparadas para absorber un choque de liquidez. Así, las empresas menos rentables, sin acceso a los mercados internacionales, cuya propiedad no está en manos de extranjeros, o en manos de grupos económicos locales y, finalmente, que no cumplen con los estándares requeridos para poder ser adquiridas por las AFP, son las que muestran mayores desfases de madurez.

### *3. Comparación internacional*

El cuadro 4 muestra el desfase de madurez en el mundo durante 2000. En primer lugar se observa que la deuda de corto plazo en la América Latina es mayor que en el resto de las regiones, alcanzando 21% de los activos totales, mientras que, por ejemplo, los países del Sudeste Asiático alcanzan 38%. Por otra parte, tanto los otros países emergentes como los países desarrollados presentan deudas de corto plazo cercanas a 30%. En Chile, la deuda de corto plazo es particularmente baja, alcanzando sólo 16%, siendo el segundo más bajo en la América Latina, después de Venezuela.

En segundo lugar, cuando se considera la medida de desfase de madurez, se observa que la región más expuesta a choques de liquidez es el Sudeste Asiático, donde a diferencia de las demás regiones la deuda de corto plazo es mayor que el de los activos de corto plazo, alcanzando 38 y 33%, respectivamente.

La América Latina, que parecía la región menos expuesta cuando sólo se consideraba la deuda de corto plazo, se convierte en la segunda región más vulnerable detrás del Sudeste Asiático, aunque su deuda de corto plazo es menor que el de sus activos de corto plazo, 21 y 24%, respectivamente. Siguen a la América Latina en su nivel de exposición, el G7, otros países industrializados, y finalmente otros países emergentes. En este contexto Chile, se encuentra con una baja exposición, siendo sólo superado en la América Latina por Colombia y Venezuela, y estando por encima de Argentina, Brasil, México y Perú. Es importante advertir que Argentina y Perú, son los más desfasados en la región, manteniendo niveles de deuda de corto plazo superiores a los activos de corto plazo.

## II. ESTRATEGIA EMPÍRICA

### 1. Especificación

Para estimar el efecto de un choque de liquidez en el desempeño de las empresas, con distinto grado de desfase de madurez, se estima la siguiente ecuación en forma reducida<sup>7</sup>

$$Y_{it} = Y_{it-1} + D_{it-1}S_t + X_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

en que  $Y_{it}$  es la inversión en capital físico o alguna de las variables de desempeño financiero para la empresas  $i$  en el periodo  $t$ ,  $D_{it-1}$  representa el desfase de madurez de la empresa  $i$  en el periodo  $t-1$ ,  $S_t$  es una medida del choque de liquidez en el periodo  $t$ ,  $X_{it-1}$  es un grupo de controles adicionales,  $\epsilon_{it}$  denota un efecto fijo para cada empresa, y, finalmente,  $\epsilon_{it}$  es un término de error no observable.

Para el caso en que la variable dependiente es la inversión en capital fijo, la ecuación (1) implica la existencia de un ajuste parcial,<sup>8</sup> lo que se refleja en la inclusión de la variable dependiente rezagada como un regresor adicional. La validez o no de este modelo de ajuste parcial será una pregunta empírica adicional que analizamos en la sección de resultados. En las especificaciones en que la variable dependiente es gastos financieros o rentabilidad, se simplificará la especificación, con el supuesto de que este ajuste parcial no existe ( $= 0$ ).

Como se dijo líneas arriba, nuestro interés está centrado en el efecto que tienen los choques de liquidez en las decisiones de inversión de la empresa. En este contexto, se pondrá particular atención en el coeficiente estimado para la interacción entre el choque de liquidez y el desfase de madurez,  $\beta_3$ . Este coeficiente mide el efecto de un incremento en el costo de financiación de las empresas ( $S$ ), en una medida de desempeño ( $Y$ ), para empresas con diferentes desfases de madurez ( $D$ ). *A priori*, esperamos que este coeficiente sea negativo para el caso de la inversión en capital fijo, es decir, se espera que la existencia de excesiva deuda de corto plazo debilite la posición de la empresa, haciéndola perder oportunidades de inversión rentables, debido a los problemas de caja derivados del incremento no esperado en la carga financiera.

<sup>7</sup> Bond y Van Reenen (2003) analizan pormenorizadamente el uso de formas reducidas en la estimación de ecuaciones de inversión con datos de empresas.

<sup>8</sup> Véase Nickell (1978).

## 2. Estimación econométrica

La ecuación (1) se estima utilizando el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con efectos fijos de las empresas (MCO/EF) y el estimador Arellano-Bond (AB). El estimador MCO/EF será congruente en la medida que las variables independientes sean ortogonales al residuo, es decir, se cumpla que  $(D_{it-1}, S_t, X_{it-1} \perp \text{Residuo})$ . Al menos dos elementos considerados en la estrategia empírica que presentamos parecen ir en línea con esta condición. En primer lugar, es razonable suponer que ninguna de las empresas en nuestra muestra es lo suficiente grande para influir en las tasas de interés utilizadas para medir los choques de liquidez. Esto implica que  $S_t$  es exógena en relación con cualquiera de las variables de desempeño consideradas como variables dependientes. En segundo lugar, las variables contables incluidas como regresores ( $D_{it-1}$  y  $X_{it}$ ) están rezagadas un periodo. Si bien es cierto que incluir estas variables rezagadas no garantiza en lo absoluto la eliminación de endogeneidad de las mismas, creemos que al menos reduce de manera importante este problema.

Cuando se estime la ecuación (1) incluyendo como regresor la variable dependiente rezagada, el estimador MCO/EF será incongruente, debido a la inclusión al mismo tiempo de efectos fijos de la empresa (Nickell, 1981).

Para resolver este problema de incongruencia utilizamos el estimador propuesto por Arellano y Bond (1991). Este estimador, en una primera etapa, diferencia la ecuación (1), para luego estimar un sistema de ecuaciones, una para cada periodo, utilizando el método generalizado de momentos (GMM) propuesto por Hansen (1982).

Si se cumple que  $E[y_{it}, \text{Residuo}] = 0$  para  $t = 2, \dots, T$ , y  $E[\text{Residuo}_s, \text{Residuo}_t] = 0$  para todo  $s < t$ , se derivan las siguientes condiciones de momento  $E[\text{Residuo}_s Z_{it-s}] = 0$  para  $s = 2$  y  $t = 3, \dots, T$ . Utilizando el análogo muestral de estas condiciones de momento, se obtiene el estimador AB minimizando la siguiente función

$$J = \frac{1}{N_{i-1}} \sum_{i=2}^N Z_i' W \frac{1}{N_{i-1}} \sum_{i=2}^N Z_i$$

en que  $Z$  es una matriz que contiene en cada fila los instrumentos disponibles en cada periodo, y  $W$  es una matriz de ponderadores. El estimador AB en 1 etapa utiliza

$$W = \frac{1}{N_{i-1}} \sum_{i=2}^N (Z_i H Z_i)^{-1}$$

en que  $H$  es una matriz cuadrada con 2 en la diagonal principal, 1 en la primera diagonal sobre y bajo la diagonal principal y 0 en las restantes casillas. El estimador AB en 2 etapas utiliza

$$W = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_i - \hat{\beta}_i)^2 Z_i$$

en que  $\hat{\beta}_i$  es un estimador de los residuos obtenidos de un estimador congruente en una primera etapa. En general, se utilizan los residuos provenientes del estimador AB en la primera etapa.<sup>9</sup>

### III. DATOS

La base de datos contiene información para una muestra de empresas no financieras,<sup>10</sup> para el periodo 1994-2003. En particular, se utiliza la información contenida en las balanzas contables de las sociedades anónimas abiertas, las cuales, por ley, deben ser informadas a la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS), utilizando la ficha económica y contable unificada, FECU.

Con la información contable registrada en las balanzas, se construye el desfase de madurez, como la diferencia entre los pasivos de corto plazo y los activos de corto plazo, en que corto plazo considera todo lo que expira dentro del lapso de un año. Considerando esta definición, una empresa está más expuesta en términos de liquidez mientras la variable desfase de madurez sea más positiva. Esta definición incorpora todo tipo de deuda, no diferenciando, por ejemplo, por la moneda en que fue emitida.

La información obtenida de las FECU es complementada con el valor en libros de la deuda denominada en dólares y de los activos denominados en dólares, ambos montos trasformados a pesos utilizando el tipo de cambio del fin de año respectivo. La deuda en dólares, disponible para el periodo 1994-

<sup>9</sup> Blundell y Bond (1998) muestran que el estimador AB puede ser incongruente en dos casos: cuando el panel no es extenso, o cuando los instrumentos son débiles, lo que se da si las series utilizadas son altamente persistentes. En el cuadro A3 del apéndice se muestra que este no es el caso para la serie de inversión en capital fijo. Vemos que el estimador de la variable dependiente rezagada para esta serie es cercano a 0.20, no superando 0.40 cuando se utiliza el estimador MCO, el cual sabemos representa la cota superior para el sesgo asociado a este coeficiente. Considerando esto, sólo se utilizará el estimador AB en una etapa. Sin embargo, en el cuadro A1 del apéndice se presentan resultados adicionales utilizando el estimador de Blundell y Bond.

<sup>10</sup> Se consideraron como empresas no financieras las que no pertenezcan a la categoría 81, 82 y 83 de acuerdo con la clasificación CIU a 2 dígitos.

2002, es obtenida de Benavente, Johnson y Morandé (2003), mientras que la información de activos en dólares es obtenida de Cowan, Hansen y Herrera (2005).<sup>11</sup>

Para las empresas registradas en la bolsa, se incorpora la información bursátil de las mismas, en particular, el precio, los dividendos pagados y el número de acciones a diciembre de cada año. Esta información es obtenida de Economática.<sup>12</sup>

Adicionalmente incorporamos una serie de variables que describen características de las empresas. AFP es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la acción de la empresa puede ser adquirida por una Administradora de Fondos de Pensiones (AFP), para mantenerla en su cartera de inversiones. Esta variable fue construida con base en información obtenida en la Superintendencia de AFP. *Propiedad extranjera* corresponde a una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la empresa tiene propiedad extranjera. Esta variable fue construida en dos etapas: en una primera etapa se identificó la nacionalidad del accionista mayoritario por medio de varias fuentes, la SVS, WorldScope y Economática, para luego en una segunda etapa confirmar la nacionalidad de la casa matriz de la empresa que aparecía en la primera etapa como accionista principal. Para ello se utilizó información de Lexis-Nexis Database. ADR, es una variable dicotómica que toma el valor de 1 en el periodo en que la empresa comercia acciones en la Bolsa de Nueva York en la forma de *American Depository Receipt*. Esta variable fue construida a partir de información disponible en el sitio web de JP Morgan. Finalmente, se define *Duración*; como el número de años que la sociedad anónima fue inscrita en la SVS.

Como medidas de desempeño de la empresa se consideran la inversión en capital fijo, medida como cambios en el acervo,<sup>13</sup> el gasto financiero de la empresa, medido como el flujo de gasto asociado al pago de intereses, ROA, definido como EBIT<sup>14</sup> sobre activos, y finalmente, el rendimiento accionario

<sup>11</sup> La información con respecto a la composición de activos y pasivos por moneda, es registrada en notas anexas a las FECU. Esta información, sin embargo, sólo a partir de octubre de 2001 está siendo procesada de una manera sistemática, mediante de una ficha estándar. Pese a ello, hasta la fecha, esta información no está disponible en formato electrónico, por lo que debió ser recopilada manualmente.

<sup>12</sup> Los datos de precios y de dividendos están corregidos por crías, es decir, por el hecho de que una acción pueda pasar en un momento determinado a ser equivalente a dos o más acciones de la misma compañía.

<sup>13</sup> El capital fijo se definió como la suma de los terrenos, construcción y obras de infraestructura, maquinarias y equipos, y otros activos fijos.

<sup>14</sup> EBIT es definido a su vez como el margen de operación menos los gastos de administración y ventas.

de la empresa, definido como la variación del precio por acción más el pago de dividendos por acción.

Como medidas de los choques de liquidez, o del costo de financiación al que se enfrentan las empresas, se consideran varias variables macro, es decir, que no varían entre empresas para un mismo año. Como medida del costo de financiación interna real utilizamos la tasa de colocación en UF promedio del sistema financiero para préstamos entre 30 y 89 días.<sup>15</sup> Como medida del costo de financiamiento nominal utilizamos la tasa de colocación en pesos promedio del sistema financiero para préstamos entre 30 y 89 días. Ambas series fueron obtenidas del Banco Central de Chile. Como medidas de los costos de financiación externa se consideran la tasa LIBOR en dólares,<sup>16</sup> y el EMBI.<sup>17</sup> La tasa LIBOR es obtenida de *Bloomberg*, mientras que el EMBI corresponde al índice de la canasta de bonos de economías emergentes mantenido por JP Morgan.<sup>18</sup> Como medida de las variaciones del tipo de cambio real se utiliza la diferencia de los logaritmos del tipo de cambio real, definiendo éste como la proporción tipo de cambio nominal/índice de precios al consumidor, IPC. Ambas series son obtenidas del Banco Central de Chile.

Finalmente, los datos son modificados de varias maneras: *i*) para las empresas que mantienen contabilidad en dólares se convierten los saldos y estados resultados a pesos, utilizando el tipo de cambio de diciembre de cada año; *ii*) se convierten todas las variables contables a pesos de 1996, utilizando para ello el índice de precios al consumidor (IPC) de diciembre de cada año; *iii*) para asegurar la congruencia de los datos de la empresa se aplican varias restricciones contables; así, se eliminan observaciones si: *a*) los pasivos totales los activos del periodo anterior son negativos o mayores a 1.1;<sup>19</sup>

<sup>15</sup> La unidad de fomento (UF) es una unidad de cuenta reajustable de acuerdo con la variación del IPC. La UF es ampliamente utilizada por las instituciones financieras (Banco Central, bancos comerciales, etc.) para definir el costo de los instrumentos de deuda como bonos públicos, préstamos bancarios, letras hipotecarias, etc. Las tasas denominadas en UF son la medida más próxima a una tasa real, por lo que representan la mejor aproximación al costo real de la deuda que enfrentan las empresas.

<sup>16</sup> La tasa LIBOR es la tasa de referencia en el mercado interbancario chileno para las operaciones en dólares.

<sup>17</sup> Todas las tasas consideradas como medidas del costo de financiación, tanto interno o externo, corresponden a rendimientos a tres meses.

<sup>18</sup> Esta canasta incluye principalmente bonos Brady de economías emergentes, y no considera bonos emitidos por el gobierno o por empresas chilenas; sin embargo, son los que tiene mayor cobertura, ya que está disponible desde 1991 en adelante. JP Morgan mantiene un índice EMBI para Chile, pero sólo esta disponible a partir de 1999 en adelante.

<sup>19</sup> Dos elementos son importantes de destacar en este punto. En primer lugar, las empresas pueden informar el patrimonio negativo, por lo que en esos casos, esta proporción puede ser mayor a 1. En segundo lugar, estas variables están escaladas por los activos del periodo anterior, lo que implica que no forzosamente esta proporción tiene que ser menor o igual a 1.

*b)* si los activos de corto plazo, los pasivos de corto plazo, la deuda y los activos en dólares sobre los activos del periodo anterior son menores a 0 o mayores a 1.1; *c)* los pasivos de corto plazo o la deuda en dólares es mayor a la deuda total; *d)* la medida de desfase de madurez sobre activos del periodo anterior es menor a -1.1 o mayor a 1.1; *iv)* finalmente se construye un *z-score*, *z*, y se eliminan las observaciones de todas las variables dependientes en las que se de que  $|z| > 2$ .

#### IV. RESULTADOS

##### 1. Inversión en capital fijo

a) *Choques de tasas de interés.* El cuadro 5 muestra las estimaciones de la ecuación (1), que cuantifican el efecto de un choque de liquidez, medido con la tasa de interés de corto plazo prevaleciente en el sistema financiero, en la variación del acervo de capital fijo. En particular, se diferencia el efecto que tiene un incremento de las tasas de interés internas, medida con la tasa en UF y con la tasa nominal, como el efecto de un incremento de las tasas de interés externo, medido a través de la tasa LIBOR en dólares, como con el EMBI.

En primer lugar, vemos que si una empresa está desfasada en la madurez de su estructura financiera es particularmente afectada cuando enfrenta un incremento no esperado en la tasa de interés interna. Como se esperaba, el coeficiente de interacción entre desfase de madurez y tasa de interés interna en la primera columna, es negativo y significativo, es decir, se observa que las empresas más desfasadas en términos de madurez, invierten relativamente menos cuando reciben un choque de liquidez. El coeficiente estimado para la interacción es aproximadamente de -2, lo que indica que para una empresa con un desfase promedio de 10%, un aumento no esperado en la tasa de interés interna de 1% genera una caída en la inversión en capital fijo cercana a 0.2% de los activos totales. Lo que representa a su vez 6% de la inversión promedio de las empresas de la muestra. Es decir, vemos que el efecto asociado al incremento de la financiación de corto plazo de las empresas afecta mucho sus decisiones de inversión. En un caso más extremo, un incremento de la tasa en UF de 5% reduciría en un tercio la inversión en capital fijo para estas empresas.

Este efecto es en particular relevante, por cuanto las empresas que presentan mayores desfases de madurez son a su vez las empresas más vulnera-

CUADRO 5. *Inversión y choques de liquidez<sup>a</sup>*

	<i>Tasa interna</i>						<i>Tasa interna</i>			<i>Tasa externa</i>	
	<i>Tasa UF</i>		<i>Tasa nominal</i>		<i>Tasa externa</i>		<i>Tasa nominal</i>		<i>Tasa LIBOR</i>		
	<i>Tasa LIBOR</i>	<i>EMBI</i>	<i>Tasa LIBOR</i>	<i>EMBI</i>	<i>Tasa UF</i>	<i>Tasa nominal</i>	<i>Tasa LIBOR</i>	<i>EMBI</i>	<i>Tasa externa</i>		
Desfase de madurez tasa interna	2.198 [0.857]**	1.097 [0.231]***					2.332 [0.808]***	1.136 [0.433]***			
Desfase de madurez tasa externa			2.586 [0.736]***	1.436 [0.732]*					2.311 [1.002]**	1.309 [0.707]**	
Deuda total tasa interna	0.873 [0.936]	0.307 [0.428]					0.556 [1.093]	0.096 [0.462]			
Deuda total tasa externa			0.96 [1.001]	0.472 [0.512]					0.912 [0.738]	0.743 [0.764]	
Deuda dólares <i>rer</i>	0.632 [0.188]***	0.596 [0.181]***	0.635 [0.186]***	0.665 [0.176]***	0.67 [0.412]		0.635 [0.407]		0.654 [0.407]	0.71 [0.428]**	
Activo dólares <i>rer</i>	1.049 [0.151]***	1.03 [0.159]***	1.038 [0.146]***	1.029 [0.125]***	1.221 [0.564]***		1.198 [0.561]***		1.204 [0.568]***	1.205 [0.572]***	
Desfase de madurez	0.126 [0.043]***	0.109 [0.020]***	0.081 [0.034]***	0.152 [0.097]	0.125 [0.071]*		0.11 [0.066]*		0.051 [0.058]	0.105 [0.100]	
Deuda total	0.125 [0.086]	0.103 [0.077]	0.11 [0.077]	0.129 [0.099]	0.065 [0.077]		0.032 [0.069]		0.069 [0.058]	0.134 [0.103]	
Deuda en dólares	0.047 [0.049]	0.042 [0.051]	0.047 [0.048]	0.029 [0.048]	0.071 [0.071]		0.066 [0.068]		0.073 [0.067]	0.052 [0.066]	

	Método de estimación			Arellano Bond (1 etapa)		
	MCO/EF					
Activo en dólares	0.006 [0.029]	0.011 [0.029]	0.006 [0.029]	0.01 [0.029]	0.105 [0.082]	0.095 [0.079]
<i>rer</i>	0.008 [0.064]	0.002 [0.035]	0.013 [0.051]	0.009 [0.070]	0.042 [0.043]	0.034 [0.045]
Tasa interna	0.594 [0.210]***	0.393 [0.071]***		0.189 [0.210]	0.205 [0.127]	0.038 [0.041]
Tasa externa		0.788 [0.157]***	0.388 [0.183]***		0.499 [0.325]	0.084 [0.201]
Var. dep. rezagada				0.19 [0.066]***	0.184 [0.065]***	0.181 [0.066]***
Prueba Sargan/Hansen				0.69	0.67	0.69
AR(1)				0.00	0.00	0.00
AR(2)				0.82	0.78	0.66
Observaciones	1 388	1 388	1 388	1 388	1 194	1 194
R <sup>2</sup>	0.31	0.31	0.31	0.30		

a Entre corchetes se presenta el desvío estándar robusto, ajustado por *cluster* por año. Desfase de madurez es la diferencia entre deuda de corto plazo y activos de corto plazo. *rer* corresponde a la variación en logaritmos del tipo de cambio real. Tasa UF corresponde a la tasa de colocación en UF promedio del sistema financiero para préstamos entre 30 y 89 días. Tasa LIBOR en dólares. EMBI corresponde al índice asociado a la canasta de bonos de economías emergentes mantenido por J.P Morgan. Las variables contables están rezagadas un período y, además, están escaladas por activos totales. MCO/EF corresponde al estimador de mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos por empresa. Las estimaciones de Arellano-Bond utilizan todo el conjunto de instrumentos disponibles, y consideran tanto las variables interactuadas como aquellas en nivel, como endógenas. AR(1) y AR(2) corresponden al valor *p* de las pruebas de autocorrelación serial de orden 1 y 2 respectivamente. Véase por menores de las definiciones de las variables en la sección III.

\* Significación a 10 por ciento.

\*\* Significación a 5 por ciento.

\*\*\* Significación a 1 por ciento.

bles, ya sea porque son las menos rentables, o porque no tienen acceso a los mercados externos, lo que les permitiría reducir, en algún grado, el riesgo de iliquidez.

El efecto negativo que se observa en la inversión de la tasa de interés interna en UF se mantiene, aunque se reduce a la mitad, cuando se considera la tasa interna nominal. En particular, la interacción entre el desfase de madurez y esta tasa es de -1.1. Esta reducción en el efecto en la inversión se puede explicar si las empresas son capaces de anticipar correctamente la inflación. En este caso un incremento no esperado en las tasas de interés internas es menor, por cuanto las empresas serían capaces de anticipar una parte de este incremento, la asociada a la variación de la inflación, y por ende tomar resguardos como la reducción de la inversión para incrementar así el flujo de caja, y hacer frente de mejor manera al incremento no esperado en la carga financiera. Este no sería el caso cuando se utiliza la tasa interna en UF, ya que como se ha mencionado esta es una tasa real.

Como hemos visto, mucha de las empresas en la muestra tienen actividad en el extranjero, ya sea porque son exportadoras, son importadoras de insumos, participan en los mercados bursátiles en los Estados Unidos, entre otras actividades financieras. Esto hace que algunas de estas empresas, ya sea indirecta o directamente, tengan acceso a mercados de crédito en el exterior. Es por esto que es relevante también evaluar el efecto de un incremento en el costo de financiación externa. Cuando se considera la tasa LIBOR en dólares de corto plazo, vemos que la interacción entre el desfase de madurez y esta tasa es negativa y estadísticamente significativa, lo que indica que también para las empresas desfasadas en términos de madurez, un incremento no esperado de las tasas externas hace que inviertan relativamente menos. Este efecto se mantiene cuando consideramos como medida de la tasa de interés externa al EMBI, aunque igual que para el caso de la tasa interna nominal el efecto se reduce a la mitad.

El cuadro 5 también muestra las regresiones de inversión que consideran la existencia de costos de ajustes, los cuáles impiden que el acervo de capital fijo se ajuste de manera instantánea. En términos prácticos, esto implica la inclusión de la variable dependiente rezagada como regresor adicional.<sup>20</sup> Dada la existencia de efectos fijos de la empresa, la inclusión de esta variable

<sup>20</sup> Desde un punto de vista teórico, un modelo de costos de ajuste no se restringe a la inclusión de la variable dependiente rezagada sólo un periodo, sin embargo, para el caso de la inversión el cuadro A3 del apéndice muestra que la inclusión de 2 rezagos no es óptima.

hace que el estimador MCO/EF sea incongruente. Así, las estimaciones que se realizan en este caso utilizan el estimador AB en una etapa. En primer lugar, vemos que los resultados obtenidos antes son sólidos al considerar explícitamente la existencia de costos de ajuste, es decir, la interacción del desfase de madurez, y que tanto las tasas internas como las externas son negativas y significativas. Además, vemos que los coeficientes son de magnitudes similares.

Respecto al coeficiente estimado para la variable dependiente rezagada, éste es cercano a 0.20 y estadísticamente significativo en todos los casos. Este resultado valida empíricamente la existencia de un modelo de costos de ajustes para la variación del acervo de capital fijo para las empresas en la muestra. Así, se generalizan los resultados anteriores, por cuanto se incorpora un efecto dinámico al modelo y, además, porque permite verificar que esos resultados no se generan por la existencia de endogeneidad en los regresores.

En resumen, los resultados presentados hasta ahora validan empíricamente la existencia de un riesgo de liquidez adicional para las empresas, asociado a la existencia de desfase entre los pasivos y los activos de corto plazo. Así, un incremento en el costo de financiación, tanto interna como externo, disminuye relativamente más la inversión en las empresas más desfasadas en términos de madurez. Este efecto negativo es económica y estadísticamente significativo. Además, este resultado es sólido a diferentes medidas de choques, y a la inclusión o no de costos de ajuste en la especificación.

b) *Caída repentina en el flujo de capitales neto en 1998.* Durante parte del periodo considerado en la muestra se observó en Chile una gran volatilidad en los flujos de capitales. En particular, en 1998 se produjo una gran salida neta de capitales (Caballero *et al.*, 2004). Esta salida neta de capitales pudo tener consecuencias en las empresas similares a las producidas por un incremento en las tasas de interés, dado que el crédito disponible en la economía se pudo reducir de manera significativa, restringiendo de modo considerable la liquidez en la economía.

La volatilidad experimentada por los flujos de capital en Chile, durante ese periodo no fue un fenómeno aislado; por lo contrario, muchas de las economías emergentes durante el decenio de los noventa se vieron expuestas a esta reducción repentina en el capital disponible en la economía. Es más, este fenómeno ha estado estrechamente vinculado a las crisis financieras observadas tanto en México en 1994 como en el Este de Asia en 1998. Calvo

CUADRO 6. *Inversión y detención repentina*<sup>a</sup>

		<i>Variable dependiente: Inversión capital fijo</i>			
		<i>Detención repentina en 1998 y 1999</i>		<i>Detención repentina en 1998</i>	
		(1)	(2)	(3)	(4)
Desfase de madurez ficticia SS		0.082 [0.054]	0.103 [0.044]**	0.000 [0.038]	0.024 [0.053]
Deuda total ficticia SS		0.033 [0.036]	0.045 [0.060]	0.026 [0.030]	0.036 [0.064]
Deuda en dólares <i>rer</i>		0.671 [0.182]***	0.72 [0.419]*	0.632 [0.178]***	0.68 [0.405]*
Activo en dólares <i>rer</i>		1.022 [0.149]***	1.178 [0.564]**	1.03 [0.142]***	1.196 [0.563]**
Desfase de madurez		0.031 [0.030]	0.067 [0.034]**	0.042 [0.029]	0.071 [0.034]**
Deuda total		0.067 [0.038]*	0.035 [0.052]	0.062 [0.037]*	0.025 [0.055]
Deuda en dólares		0.034 [0.052]	0.053 [0.067]	0.031 [0.050]	0.055 [0.066]
Activo en dólares		0.011 [0.026]	0.108 [0.082]	0.009 [0.026]	0.102 [0.081]
<i>rer</i>		0.028 [0.103]	0.065 [0.040]	0.025 [0.099]	0.049 [0.043]
Ficticia SS		0.001 [0.008]	0.007 [0.011]	0.006 [0.007]	0.004 [0.011]
Var. dep. rezagada			0.196 [0.062]***		0.196 [0.063]***
Prueba Sargan/Hansen			0.54		0.70
AR(1)			0.00		0.00
AR(2)			0.92		0.98
Observaciones		1 388	1 194	1 388	1 194
<i>R</i> <sup>2</sup>		0.30		0.29	
Método de estimación		MCO/EF	AB1	MCO/EF	AB1

<sup>a</sup> Entre corchetes se presenta el desvío estándar robusto, ajustado por *cluster* por año. Ficticia ss corresponde a una variable dicotómica que toma el valor 1 en 1998 y en 1999, o sólo en 1998, respectivamente. *rer* corresponde a la variación en logaritmos del tipo de cambio real. Las variables contables están rezagadas un periodo y, además, están escaladas por activos totales. MCO/EF corresponde al estimador de mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos por empresa. Las estimaciones de Arellano-Bond en una etapa (AB1), utilizan todo el conjunto de instrumentos disponibles, y consideran tanto las variables interactuadas como aquellas en nivel, como endógenas. AR(1) y AR(2) corresponde al valor-*p* de las pruebas de autocorrelación serial de orden 1 y 2, respectivamente. Véase pormenores de las definiciones de las variables en la sección III.

\* Significación a 10 por ciento.

\*\*Significación a 5 por ciento.

\*\*\* Significación a 1 por ciento.

(1998) caracteriza este fenómeno y lo denomina “detención repentina” (*Sudden Stop*) de los flujos de capitales.

Para el caso de Chile, Calvo, Mejía e Izquierdo (2004) identifican como un periodo de “detención repentina” de los flujos de capital el periodo 1998-1999.<sup>21</sup> Así, se construyen dos variables dicotómicas: la primera considera el periodo 1998-1999 y la segunda sólo 1998, para evaluar si el posible efecto de la salida de capitales netos en la inversión varía de acuerdo con el grado de desfase de madurez de la empresa.

El cuadro 6 muestra las estimaciones de la ecuación (1), considerando ahora como medida de choque de liquidez las variables dicotómicas que miden la detención repentina de capitales. Los resultados son similares a los obtenidos en la sección anterior. Vemos que la interacción entre el desfase de madurez y la variable dicotómica es en todas las especificaciones, con excepción de la tercera regresión, negativa, aunque sólo es significativa cuando se utiliza el estimador Arellano-Bond y la variable dicotómica considera el periodo 1998-1999. Así, sólo en el caso en que se considera un modelo con costos de ajuste para la inversión, las empresas con un mayor desfase de madurez invierten relativamente menos en ese periodo de reducción del flujo de capitales, en relación con aquellas menos desfasadas. El efecto económico es relevante. Si consideramos una empresa con un desfase promedio de 10% como porcentaje de los activos totales, vemos que en el periodo 1998-1999 estas empresas invirtieron 0.82% menos, en relación con las empresas menos desfasadas, lo que a su vez equivale a cerca de 22% de la inversión promedio observada para las empresas de la muestra.

Una explicación al hecho de que el desfase de madurez no tenga un efecto tan significativo en estos episodios de salida de capitales, se puede obtener haciendo un análisis más pormenorizado de los movimientos de capitales en ese periodo. Caballero *et al* (2004) muestran que si bien es cierto, hubo una salida neta de capitales en ese periodo, ésta se explica por un aumento en la salida más que por una reducción de la entrada de capitales, por lo que el crédito disponible no fue particularmente afectado. Si se observan datos del crédito otorgado por el sector bancario no se aprecia una reducción del mismo. En realidad, entre 1994 y 2003 el crédito bancario al sector privado creció a una tasa promedio de 7% anual, que no disminuyó en ningún año.

<sup>21</sup> Estos autores identifican como un periodo de detención repentina de capitales aquel en el que el flujo neto de capitales cae más de 2 desviaciones estándar con respecto al promedio muestral, y además viene acompañado por una caída del PIB.

c) *El papel de la deuda y de los activos denominados en dólares.* Hasta ahora el análisis se ha centrado en el papel del desfase de madurez en ampliar los efectos de choques de liquidez en la inversión en capital fijo. Sin embargo, no hemos analizado el papel que tiene para una empresa la composición por moneda de sus pasivos y activos denominados en moneda extranjera.<sup>22</sup>

Recientemente se ha destacado el papel de mantener deuda en dólares en la bibliografía que busca identificar el efecto de las devaluaciones cambiarias en la actividad real. Por ejemplo, Céspedes, Chang y Velasco (2004) presentan un modelo en el que las devaluaciones incrementan la carga financiera de las empresas, haciéndolas contraer, en casos extremos, su nivel de inversión y de producción. Este efecto negativo se denomina de “saldo” (*Balance Sheet Effect*). Desde un punto de vista empírico, la existencia de este efecto es mixta y fue encontrado en algunos casos y en otros no.<sup>23</sup>

Dado que la muestra de empresas utilizadas contiene información por-menorizada tanto de la deuda total como de los activos totales en dólares, hemos incorporado esta información en las regresiones presentadas con dos objetivos: *i)* evitar que las medidas de riesgo de liquidez utilizadas, es decir, las tasas de interés, estén reflejando más bien el riesgo cambiario asociado a una devaluación no esperada, y no realmente el riesgo puro asociado a un incremento del costo del financiamiento, y *ii)* podemos extender la evidencia empírica respecto al efecto de saldo en Chile.<sup>24</sup>

En términos prácticos se ha incorporado como control adicional en las regresiones interacciones de la deuda total y de los activos totales en dólares a las variaciones del tipo de cambio real. Estas interacciones captan los efectos que tendría una devaluación del tipo de cambio en la inversión en empresas que mantienen relativamente más deuda y activos en dólares.

El cuadro 5 muestra que en todas las especificaciones la interacción de la deuda en dólares con la variación del tipo de cambio real es negativa, aunque no en todas las especificaciones es significativa. Como se observa, en el caso

<sup>22</sup> De ahora en adelante utilizaremos “deuda (activos) en dólares” para referirnos a la “deuda (activos) en moneda extranjera”.

<sup>23</sup> Véase los artículos publicados en *Emerging Markets Review* 4(4) (2003), que presentan evidencia empírica, utilizando datos de la empresa, del papel de la deuda en dólares en la inversión, en países latinoamericanos (Argentina, Chile, Colombia, México y Perú).

<sup>24</sup> Resultados anteriores para Chile muestran resultados mixtos. Benavente *et al* (2004) y Fuentes (2003) registran pruebas de que no existe un efecto diferencial negativo de mantener deuda en dólares, mientras que Cowan *et al* (2005) si lo hacen, luego de incorporar controles adicionales relacionados con el efecto que tiene una devaluación en los ingresos de estas empresas.

de las estimaciones AB, solo cuando se considera como medida de un choque de liquidez el EMBI, la variable es estadísticamente significativa. Así por ejemplo, para una empresa con una deuda en dólares en activos totales igual a la media de la muestra, es decir de 9%, una depreciación de 10% hace que la inversión se reduzca en 0.5% de los activos totales.

Esta magnitud es similar a la que se observa cuando se incrementan las tasas de interés externas, y es relevante por cuanto es equivalente a un sexto de la inversión promedio en la muestra. Por otra parte, vemos que los activos en dólares, como es de esperar, desempeñan un papel en favor de las empresas frente a una devaluación. En particular, se observa que en todas las especificaciones la estimación de la interacción entre los activos en dólares y el tipo de cambio real es positiva y significativa, aunque el coeficiente de esta interacción es el doble del coeficiente de la interacción de la deuda en dólares, lo que implicaría que el efecto neto de una devaluación es positivo. Así, vemos que el riesgo cambiario desempeña un papel relevante y complementario al riesgo de liquidez, al momento en que las empresas toman sus decisiones de inversión.

## *2. El efecto en variables del desempeño financiero:*

### *Gasto financiero y rentabilidad*

En esta sección se evalúa el efecto del desfase de madurez en variables de desempeño financiero. Si bien es cierto, nuestro interés principal está centrado en cuantificar el efecto real de un choque de liquidez, medido por la inversión en capital fijo, la empresa también debería ver afectada su posición financiera por el incremento no esperado en el costo de la financiación. Centraremos el análisis de desempeño financiero en tres variables: el gasto financiero, que corresponde al gasto por concepto de intereses que debe pagar la empresa, el rendimiento de activos (ROA), que es medido como los ingresos netos antes del pago de intereses e impuestos (EBIT) sobre activos totales, y finalmente el rendimiento accionario para las empresas que comercian en bolsa. Otras variables financieras podrían considerarse, pero por brevedad centraremos el análisis sólo en estas tres variables, las cuáles creemos son lo suficientemente representativas como para comprender si efectivamente las empresas de la muestra son afectadas o no en términos financieros por un choque de liquidez.

Así, se estima la ecuación (1), pero remplazando la variable inversión por

cada una de las tres variables de desempeño financieras consideradas. Las estimaciones se realizan sólo utilizando MCO/EF debido a que suponemos que el efecto de un choque de liquidez en estas variables se refleja de manera más directa que en el caso de la inversión. Así, no es necesario incluir como regresor adicional la variable dependiente rezagada, por lo que no se requiere utilizar el estimador AB.

El cuadro 7 presenta las estimaciones obtenidas considerando diferentes medidas de choques de liquidez.<sup>25</sup> Para las regresiones que consideran como variable dependiente el gasto financiero, vemos que la interacción entre desfase de madurez y el choque de liquidez es positiva, aunque sólo significativa en el caso en que se considera como choque de liquidez la tasa LIBOR. *A priori*, se esperaba que este coeficiente fuera positivo, dado que este es un efecto más bien mecánico, asociado a la obligación de servir los intereses adicionales generados por el incremento en el precio de la deuda.

Cuando la variable dependiente es ROA se obtiene un resultado más sólido que el anterior. En particular se observa que la interacción entre el desfase de madurez y el choque de liquidez es negativo y significativo, en al menos dos de las tres medidas de choques de liquidez. Así, se puede concluir que las empresas con un mayor desfase de madurez son relativamente menos rentables, cuando enfrentan un incremento en el costo de financiación, tanto externa como interna.<sup>26</sup> Este resultado es relevante dado que, como se muestra en la sección I, son precisamente las empresas menos rentables las que están más desfasadas en término de madurez. Por lo que este incremento en la carga financiera las hace particularmente vulnerables a incumplir sus obligaciones y, en un caso extremo, declarar la quiebra. Por otra parte, este resultado está en línea con resultados anteriores presentados por Claessens *et al* (2000), quienes ofrecen evidencia empírica, para una muestra de empresas en países asiáticos, de que un mayor ROA está asociado a menor deuda de corto plazo.

Finalmente, se cuantifica el efecto de los choques de liquidez en el rendimiento accionario de la empresa. La interacción de desfase de madurez y

<sup>25</sup> Véase en el cuadro A2 del apéndice resultados adicionales con otras medidas de choques de liquidez.

<sup>26</sup> En regresiones no mostradas se desagrega la medida de rentabilidad, y se encuentra que el efecto negativo es explicado por un aumento en los costos de operación y de administración, más que por una caída de los ingresos de operación. Una posible interpretación de estos resultados es que cuando se incrementan los costos de financiación y las empresas son obligadas a renovar su deuda, deben gastar más en personal dedicado a la labor de negociar otras fuentes de financiación.

choque de liquidez en este caso es negativo en todas las especificaciones, aunque sólo estadísticamente significativo cuando se considera como medida de choque de liquidez la variable dicotómica de detención repentina de capitales en el periodo 1998-1999. Un análisis financiero sencillo, basado en la idea de que el precio de una acción es el valor presente descontado de los dividendos futuros, indicaría que un incremento en la tasa de descuento, en este caso medido por un aumento de las tasas de interés, debe reducir el precio de la acción de la empresa automáticamente. En este contexto, el signo negativo de la interacción es el esperado, sin embargo, el hecho de que no sea significativa en los casos en que el choque considerado es medido por la tasa interna o la externa no lo es, dado que se esperaría un efecto directo asociado al mecanismo recién descrito.

Al menos cuatro posibles explicaciones se pueden postular para explicar la falta de significación estadística. En primer lugar, un incremento del costo de financiación puede generar tanto efectos negativos como positivos en el precio de una acción, pudiendo ser el caso de que ambos efectos se anulen, lo que impide que el estimador MCO/EF logre identificar de manera clara la magnitud e importancia real de los choques de liquidez en el rendimiento accionario. Kim y Stone (1999) desde una perspectiva teórica, y Aguiar y Gopinath (2004) desde una perspectiva empírica, describen un mecanismo de ajuste del producto de la empresa ante situaciones de iliquidez, en la cual las empresas si no son capaces de pagar los intereses adicionales de su deuda, debido al incremento en los costos de la misma, comienzan a liquidar activos a un precio menor (*fire sale*), o comienzan a ser adquiridas a precios de descuento, vía fusiones, reduciéndose así el valor de la empresa, y por ende reduciéndose el precio de la acción. Por otra parte, y dentro del mismo proceso de liquidación, la empresa, para evitar que los accionistas pierdan completamente el capital invertido, comienza a pagar dividendos antes de liquidar completamente los activos, de esta manera se incrementa el rendimiento accionario. Así, dentro de este esquema existen dos efectos contrapuestos en el rendimiento accionario, los cuales reducen el poder de identificación en las regresiones presentadas.

Una segunda explicación se relaciona con el uso de datos anuales para elaborar la medida de rendimiento. La medida de rendimiento utilizada corresponde a la variación de precios entre diciembre de un año determinado y diciembre del año anterior, ajustado por el pago de dividendos. Así por ejemplo, el incremento de la tasa de política monetaria producido en junio

## **CUADRO 7. Gasto financiero, rentabilidades y choques de liquidez<sup>a</sup>**

Variable dependiente:	Choque interno: Tasa UF						Choque externo: Tasa LIBOR						Detención repentina (1998-1999)		
	Gasto financiero		ROA		Rendimiento accionario		Gasto financiero		ROA		Rendimiento accionario		Gasto financiero	ROA	Rendimiento accionario
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(9)	(9)	(9)	(9)	(9)	
Desfase de madurez choque	0.029 [0.053]	1.672 [0.735]**	0.012 [0.015]	0.123 [0.047]**	2.186 [0.458]***	0.007 [0.018]	0.004 [0.004]	0.050 [0.034]	0.001 [0.0004]**	0.001 [0.001]	0.008 [0.018]	0.008 [0.018]	0.001 [0.001]	0.000 [0.0004]**	
Deuda total choque	0.178 [0.668]***	0.378 [0.484]	0.008 [0.009]	0.087 [0.100]	0.679 [0.639]	0.021 [0.011]*	0.007 [0.003]***	0.007 [0.018]	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	0.008 [0.018]	0.008 [0.018]	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	
Deuda en dólares rer	0.027 [0.031]	0.069 [0.133]	0.003 [0.003]	0.027 [0.029]	0.058 [0.134]	0.001 [0.003]	0.015 [0.030]	0.05 [0.121]	0.004 [0.003]	0.004 [0.003]	0.005 [0.012]	0.005 [0.012]	0.004 [0.003]	0.004 [0.003]	
Activo en dólares rer	0.013 [0.016]	0.442 [0.175]**	0.003 [0.002]*	0.014 [0.015]	0.43 [0.172]**	0.003 [0.001]**	0.009 [0.013]	0.404 [0.191]***	0.009 [0.002]**	0.009 [0.002]	0.404 [0.191]***	0.009 [0.002]	0.004 [0.002]*	0.004 [0.002]	
Desfase de madurez	0.009 [0.004]**	0.127 [0.072]*	0.000 [0.001]	0.006 [0.003]**	0.098 [0.058]*	0.001 [0.001]	0.009 [0.002]***	0.009 [0.053]	0.009 [0.053]	0.009 [0.053]	0.009 [0.053]	0.009 [0.053]	0.001 [0.0009]	0.001 [0.0009]	
Deuda total	0.004 [0.006]	0.002 [0.059]	0.001 [0.001]	0.013 [0.004]**	0.008 [0.057]	0.001 [0.001]	0.015 [0.003]***	0.025 [0.031]	0.025 [0.031]	0.025 [0.031]	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	
Deuda en dólares	0.005 [0.004]	0.017 [0.050]	0.000 [0.001]	0.006 [0.005]	0.015 [0.050]	0.000 [0.001]	0.007 [0.005]	0.012 [0.050]	0.007 [0.005]	0.007 [0.005]	0.012 [0.050]	0.007 [0.005]	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	

Activo en dólares	0.002 [0.002]	0.006 [0.017]	0.000 [0.000]	0.001 [0.002]	0.004 [0.019]	0.000 [0.000]	0.004 [0.002]*	0.000 [0.016]	0.000 [0.000]
<i>rer</i>	0.014 [0.003]**	0.019 [0.057]	0.001 [0.001]	0.010 [0.002]**	0.018 [0.058]	0.001 [0.001]	0.013 [0.011]	0.006 [0.049]	0.002 [0.001]**
Tasa UF	0.110 [0.019]**	0.040 [0.160]	0.001 [0.002]						
Tasa LIBOR			0.126 [0.018]***	0.045 [0.238]	0.000 [0.002]				
Ficticia SS						0.003 [0.001]**	0.013 [0.007]*	0.000 [0.000]	

Observaciones

*R*<sup>2</sup>

a Las regresiones fueron realizadas utilizando el estimador de mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos por empresas. Entre corchetes se presenta el desvío estándar sólido, ajustado por *cluster* por año. Ficticia ss corresponde a una variable dicotómica que toma el valor de 1 en 1998 y en 1999. rer corresponde a la variación en logaritmos del tipo de cambio real. Tasa UF corresponde a la tasa de colocación en UF promedio del sistema financiero para préstamos entre 30 y 89 días. Tasa LIBOR corresponde a la tasa LIBOR en dólares. La variable dependiente está sobre las columnas respectivas. Las variables contables están rezagadas un periodo y, además, están escaladas por activos totales. Véase pormenores de las definiciones de las variables en la sección III.

\* Significación a 10 por ciento.

\*\* Significación a 5 por ciento.

\*\*\* Significación a 1 por ciento.

de 1998 debería tener un efecto en el rendimiento accionario en seis meses más. El uso de esta periodicidad claramente dificulta la identificación, dado que muchos de los efectos en los mercados bursátiles se manifiestan de manera muy rápida, posiblemente en minutos, horas o días después de haberse producido el choque que afecta el precio de la acción.

Una tercera explicación se relaciona con el uso de una especificación incorrecta. Debido a que se pretende una especificación única a lo largo del trabajo, puede ser que esta no sea la especificación más adecuada para medir todos los riesgos que explican la volatilidad de los precios bursátiles. Por ejemplo, en la especificación presentada se supone que el riesgo idiosincrático de la empresa es capturado por el efecto fijo. Si este no es el caso, los problemas de especificación estarían presentes.

Finalmente, potenciales problemas de endogeneidad en la especificación pueden generar problemas de identificación del efecto de los choques de liquidez en los rendimientos accionarios de la empresa.

## V. INFORMACIÓN ASIMÉTRICA Y ACCESO AL CRÉDITO

Hasta el momento se ha supuesto que el incremento en las tasas de interés de corto plazo tiene un efecto homogéneo en todas las empresas. Sin embargo, asimetrías de información en los mercados de crédito hacen que empresas con ciertas características reaccionen de diferente manera a estos choques de liquidez. En particular, las empresas con mejor acceso al crédito, o con mejor información, deberían ser capaces de absorber de mejor manera estos choques, debido a la disponibilidad de otra financiación, lo que les permite hacer frente al incremento en el costo de la deuda. Así, se diferencian las empresas de acuerdo a cinco categorías, que permiten verificar la existencia de este efecto diferencial entre empresas con mejor acceso a los mercados de crédito y aquellas con menor acceso.

En primer lugar, se considera el tamaño de la empresa, medido como el logaritmo de los activos totales. Las empresas más grandes estarían menos limitadas en su acceso al crédito debido a economías de escala que surgen, por ejemplo, en el proceso de emitir deuda en el extranjero, dada la existencia de costos fijos de colocación. La segunda característica es si las acciones de las empresas pueden formar parte de la cartera de las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP). Medina y Valdés (1998) muestran que estas empresas están menos restringidas en su acceso al crédito. Además, se espera

que estas empresas sean supervisadas constantemente por parte de los fondos de pensión, reduciéndose así también el efecto de las asimetrías de información. La tercera característica considerada es si las empresas pertenecen, o no, a un conglomerado extranjero. En caso de pertenecer a un conglomerado extranjero estas empresas tendrían la opción de accesar a otras fuentes de financiación, tal vez de manera directa desde su casa matriz, que reducirían claramente el efecto adverso en la inversión de un choque de liquidez. Si la casa matriz es una transnacional también se espera un control corporativo más extenso, reduciéndose así los problemas de información mencionados.<sup>27</sup> La cuarta característica es si la empresa emite ADR en la Bolsa de Nueva York. Por definición, estas empresas tienen acceso a capital externo, lo que las haría menos vulnerables a situaciones de iliquidez. Finalmente, se considera la duración de la empresa. Se espera que las empresas con más tiempo en el mercado desarrolle algún grado de reputación que les permita establecer mejores relaciones con las fuentes de crédito, al menos en los mercados nacionales. Así, ante de situaciones de iliquidez pueden refinanciarse de manera más rápida. Para identificar los efectos diferenciales, se estimará la siguiente versión extendida de la ecuación (1)

$$Y_{it} = Y_{it-1} + D_{it-1}S_t F_{it} + D_{it-1}S_t X_{it-1} + i_{it} \quad (1)$$

en que  $F_{it}$  es una característica de la empresa que servirá de variable *proxy* a las restricciones en el acceso al crédito que enfrenta una empresa. Con excepción de la variable *Duración*,  $F_{it}$  será una variable dicotómica que tomará el valor de 1 si la empresa no enfrenta restricciones al crédito, y de 0 si está restringida. Una estimación de negativo y positivo, implicaría que las empresas con mejores posibilidades de accesar a crédito externo, y empresas en las cuales la supervisión es mayor, están mejor preparadas para absorber un choque de liquidez, cuyo efecto es creciente con el desfase de madurez.

El cuadro 8 presenta los coeficientes estimados de  $\gamma$  y  $\delta$  para las características recién descritas. En primer lugar, se observa que empresas de mayor tamaño parecieran estar mejor preparadas para absorber choques de liquidez, al menos cuando se consideran las regresiones MCO/EF, no así cuando se consideran las estimaciones AB. Igualmente, no hay un efecto diferencia-

<sup>27</sup> Aguiar y Gopinath (2004) argumentan que la propiedad extranjera genera, a nivel corporativo, un mayor grado de transparencia, mejores relaciones corporativas y mejor administración (*management*).

**CUADRO 8. Información asimétrica y acceso al crédito**

	Tamaño	AFP	Propiedad extranjera	ADR	Duración
<i>Tasa UE</i>					
0.301 [0.147]**	0.271 [0.178]	0.29 [0.728]	0.004 [0.647]	2.439 [0.900]***	2.463 [0.753]***
7.416 [2.742]***	6.702 [3.131]***	2.422 [1.245]*	1.65 [0.794]**	2.491 [1.197]**	2.536 [0.946]***
					[0.991]***
<i>Tasa LIBOR</i>					
0.419 [0.241]*	0.335 [0.283]	0.107 [0.951]	0.487 [1.086]	3.948 [0.866]***	3.417 [1.135]***
9.939 [4.306]***	7.671 [4.986]	2.87 [0.977]***	1.38 [1.195]	3.397 [1.305]***	3.685 [1.468]***
					[1.400]***
<i>Ficticia de retención repentina</i>					
0.002 [0.009]	0.004 [0.020]	0.022 [0.048]	0.046 [0.083]	0.122 [0.114]	0.145 [0.084]*
0.093 [0.128]	0.018 [0.330]	0.064 [0.078]	0.064 [0.062]	0.119 [0.083]	0.134 [0.059]***
					[0.054]*
MCO/EF	AB1	MCO/EF	AB1	MCO/EF	AB1
					MCO/EF
					AB1

a) Entre corchetes se presenta el desvío estándar robusto, ajustado por *cluster* por año. Sólo se registran los coeficientes de la triple interacción ( ), y de la interacción entre el desfase de madurez y el choque respectivo ( ). En todas las especificaciones la variable dependiente es inversión en capital fijo. Sobre cada columna se presenta la característica de la empresa, que fue considerada. Tamaño es medido como el logaritmo de los activos totales. AFP es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si las acciones de la empresa pueden ser adquiridas por las Administradoras de Fondos de Pensiones. Propiedad extranjera corresponde a una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el control mayoritario de la empresa pertenece a empresa con residencia en el extranjero. ADR es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la empresa emite *American Depository Receipts* en la Bolsa de Nueva York. Duración corresponde al número de años transcurridos desde que la empresa se inscribió como sociedad en el registro de la Superintendencia de Valores. MCO/EF indica que la regresión corresponde a mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos en cada empresa. AB1 indica que la regresión corresponde a Arellano-Bond en 1 etapa. Las variables contables están rezagadas un periodo y, además, están escaladas por activos totales. Véase pormenores de las definiciones de las variables en la sección III.

\* Significación a 10%. \*\* Significación a 5%. \*\*\* Significación a 5%.

do para el periodo 1998-1999. Una posible explicación para esta falta de diferenciación por tamaño es que es probable que tanto empresas grandes como pequeñas tengan acceso a financiación interna de más largo plazo, a través del sistema bancario, que aunque tal vez sea más caro, y por ende, incrementa la carga de intereses, evita que la empresa deje de invertir.

Cuando se dividen las empresas de acuerdo con si pueden pertenecer o no a la cartera de las AFP, vemos que no existen mayores diferencias entre ambos grupos. Cuando se consideran las tasas de interés internas y externas, vemos que la interacción entre desfase de madurez y choque de liquidez es negativa y significativa, al igual que en las regresiones principales registradas en el cuadro 5. Sin embargo, ninguna de las interacciones triples es significativa, incluso algunos estimadores son negativos, contrario a lo esperado.

Cuando se consideran las medidas de propiedad extranjera y de ADR, se encuentra un efecto estadísticamente fuerte de que las empresas con algún grado de control en manos de extranjeros están mucho mejor preparadas para absorber choques de liquidez, efecto que es mayor mientras mayor sea su desfase de madurez. En particular, para las tres medidas de choques de liquidez consideradas, es negativo y significativo, mientras que es positivo y significativo, coeficientes que son de magnitudes similares para la variable de propiedad extranjera y ADR. Así se observa que efectivamente estas empresas pueden refinanciarse en momentos de iliquidez, posiblemente acceden a préstamos de la casa matriz, de otras subsidiarias o de líneas de crédito preferenciales en mercados externos.

Finalmente, vemos que las empresas más antiguas no reciben los choques de liquidez de manera diferente, en relación con las empresas más recientes. Así, los resultados presentados en esta sección, muestran que efectivamente las empresas con mejores posibilidades de accesar a crédito externo, y sobre las cuáles la supervisión es mayor, están mejor preparadas para absorber un choque de liquidez, para un desfase de madurez dado.

Un elemento adicional por considerar en la evaluación de estos resultados es la presencia de sesgo de selección en la muestra. La muestra utilizada está compuesta principalmente por sociedades anónimas abiertas de tamaño mediano y grande, y por ende, son las más propensas a tener propiedad extranjera o acceso a crédito externo. Pese a este posible sesgo, las imperfecciones de mercado parecen desempeñar un papel importante al momento de cuantificar el efecto en la empresa de los choques de liquidez.

## CONCLUSIONES

En este trabajo se ha cuantificado empíricamente el papel que tiene el estar desfasada en términos de madurez, es decir, de mantener una deuda de corto plazo mayor a los activos de corto plazo, en amplificar el efecto de choques de liquidez en la inversión en capital físico y el desempeño financiero de las empresas.

Utilizando una estrategia empírica basada en la estimación de formas reducidas para la inversión en capital fijo, se observa que efectivamente el desfase de madurez es un factor de riesgo relevante para las empresas en la muestra. En particular, vemos que las empresas con un mayor desfase de madurez invierten relativamente menos en capital fijo cuando se enfrentan a un choque de liquidez. Este efecto es económica y estadísticamente significativo. Para una empresa con un desfase promedio de 9%, un incremento de 1% en la tasa de interés en UF reduce la inversión en 0.82 % de los activos totales, lo que equivale a un reducción de 6% de la inversión promedio de la muestra. Un resultado similar es encontrado cuando se utiliza como medida del choque de liquidez, la tasa de interés nominal, aunque el efecto se reduce a la mitad.

Cuando se consideran como medidas del choque de liquidez las tasas de interés externas, se encuentran resultados similares a los obtenidos con las tasas internas, es decir, nuevamente las empresas más desfasadas en términos de madurez, invierten relativamente menos cuando reciben el efecto negativo de un choque de liquidez.

Si bien es cierto, desde un punto de vista agregado, la economía chilena no se encuentra expuesta en términos de madurez, dado que los activos de corto plazo son mayores que la deuda de corto plazo, desde un punto de vista micro, es decir, a nivel de la empresa, sí existe un riesgo de liquidez importante. En particular, si se considera que este riesgo es mayor en las empresas más vulnerables, es decir, en las que son menos rentables y que no tienen operaciones en mercados extranjeros, se justifica la aplicación de políticas tendentes a proporcionar liquidez en los mercados, en particular las orientadas a proteger a estas empresas.

Por otra parte, se ha mostrado que el riesgo de liquidez interactúa con el riesgo cambiario, cumpliendo más bien un papel complementario el uno con el otro. En particular, se observa que después de controlar por el riesgo de liquidez, las empresas con más deuda denominada en dólares invierten relativamente menos después de una depreciación cambiaria. Lo contrario

sucede si las empresas mantienen activos denominados en dólares. Este efecto es sólido mediante las distintas especificaciones y métodos de estimación presentados.

Además del efecto en la inversión, se ha intentado cuantificar el efecto del desfase de madurez en algunas variables de desempeño financiero. La evidencia empírica para las variables financieras consideradas es menos sólida que para el caso de la inversión. En particular, se observa que las empresas con mayores desfases de madurez parecieran tener gastos financieros relativamente mayores y ser relativamente menos rentables, en términos de ROA, cuando se produce un choque de liquidez. Por otra parte, no se encuentra una relación entre estos choques y el rendimiento accionario de la empresa. *A priori*, se esperaría que las empresas que enfrentan un incremento en la tasa de interés a la que se financian, deberían ver reducido el precio de su acción y, por ende, de su rendimiento, debido a que el factor de descuento se incrementa. Sin embargo, podría ser que las empresas a punto de quebrar, debido a su situación de iliquidez, comiencen a repartir dividendos de manera de que los accionistas recuperen parte del capital invertido. Este efecto, incrementa el rendimiento. Así ambos efectos, en sentidos opuestos, impedirían identificar claramente el efecto dominante en los rendimientos accionarios.

Finalmente, existen pruebas de que las imperfecciones de mercado, asociadas a problemas de información y de acceso al crédito, hacen que las empresas reaccionen de manera diferenciadas ante choques de liquidez. En particular, vemos que las empresas que emiten ADR en la Bolsa de Nueva York o que tienen propiedad extranjera están mejor preparadas para absorber los choques de liquidez internos y externos.

## APÉNDICE

CUADRO A1. *Estimador Blundell-Bond*

Variable dependiente: Inversión en capital fijo		
Desfase de madurez	0.782	0.005
tasa UF	[0.840]	[1.551]
Desfase de madurez	1.304	0.741
tasa LIBOR	[0.869]	[1.073]
Deuda total	0.534	1.246
tasa UF	[0.959]	[1.630]
Deuda total	0.277	0.275
tasa LIBOR	[0.813]	[0.781]
Deuda en dólares	0.572	0.569
rer	[0.325]*	[0.322]*
Activo en dólares	0.828	0.82
rer	[0.440]*	[0.440]*
Desfase de madurez	0.035	0.033
[0.063]	[0.042]	[0.066]
Deuda total	0.033	0.036
[0.048]	[0.017]	[0.048]
Deuda en dólares	0.008	0.007
[0.031]	[0.031]	[0.032]
Activo en dólares	0.037	0.036
[0.020]*	[0.020]*	[0.020]*
rer	0.035	0.023
[0.037]	[0.039]	[0.039]
Tasa UF	0.3	0.046
[0.210]		[0.257]
Tasa LIBOR	0.512	0.437
[0.253]**		[0.309]
Var. dep. rezagada	0.224	0.221
[0.066]***	[0.065]***	[0.066]***
Prueba Sargan/Hansen	1.00	1.00
AR (1)	0.00	0.00
AR (2)	0.93	0.99
Observaciones	1 385	1 385

a Entre corchetes se presenta el desvío estándar robusto, ajustado por *cluster* por año. *rer* corresponde a la variación en logaritmos del tipo de cambio real. Tasa UF corresponde a la tasa de colocación en UF promedio del sistema financiero para préstamos entre 30 y 89 días. Tasa LIBOR corresponde a la tasa LIBOR en dólares. Las variables contables están rezagadas un periodo y, además, están escaladas por activos totales. Las estimaciones de Arellano-Bond utilizan todo el conjunto de instrumentos disponibles, y consideran tanto las variables interactuadas como aquellas en nivel, como endógenas. AR(1) y AR(2) corresponde al valor-*p* de las pruebas de autocorrelación serial de orden 1 y 2, respectivamente. Véase pormenores de las definiciones de las variables en la sección III.

\* Significación a 10 por ciento.

\*\* Significación a 5 por ciento.

\*\*\* Significación a 1 por ciento.

CUADRO A2. Gasto Financiero, rentabilidad y medidas de choques<sup>a</sup>

Variable dependiente:	Choque interno: Tasa nominal						Choque externo: EMBI						Detención repentina (1998)				
	Gasto financiero		ROA		Rendimiento accionario		Gasto financiero		ROA		Rendimiento accionario		Gasto financiero		ROA		Rendimiento accionario
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(9)	
Desenlase de madurez choque	0.020 [0.026]	0.995 [0.223]***	0.003 [0.009]	0.081 [0.066]	1.415 [0.396]***	0.002 [0.009]	0.002 [0.001]	0.03 [0.027]	0.000 [0.000]	0.000 0.000	0.000 0.000	0.000 0.000	0.000 0.000	0.000 0.000	0.000 0.000		
Deuda total choque	0.085 [0.038]**	0.293 [0.242]	0.002 [0.004]	0.137 [0.059]***	0.385 [0.404]	0.006 [0.009]	0.01 [0.002]***	0.006 [0.011]	0.006 [0.000]	0.006 0.003	0.006 0.005	0.006 0.005	0.006 0.003	0.006 0.003	0.006 0.003		
Deuda en dólares rer	0.032 [0.030]	0.061 [0.139]	0.003 [0.003]	0.018 [0.030]	0.052 [0.134]	0.003 [0.003]	0.003 [0.026]	0.025 [0.134]	0.003 [0.026]	0.025 0.026	0.025 0.026	0.025 0.026	0.025 0.026	0.025 0.026	0.025 0.026		
Activo en dólares rer	0.016 [0.017]	0.439 [0.169]***	0.003 [0.002]*	0.012 [0.011]	0.415 [0.178]***	0.003 [0.002]***	0.013 [0.015]	0.429 [0.188]***	0.003 [0.001]***	0.429 0.429	0.003 0.003	0.429 0.429	0.003 0.003	0.429 0.429	0.003 0.003		
Desfase de madurez	0.009 [0.003]***	0.133 [0.053]***	0.000 [0.001]	0.001 [0.010]	0.192 [0.070]***	0.001 [0.002]	0.001 [0.002]	0.009 [0.002]***	0.009 [0.002]	0.009 0.009	0.005 0.005	0.005 0.005	0.005 0.005	0.005 0.005	0.005 0.005		
Deuda total	0.006 [0.004]	0.010 [0.055]	0.000 [0.001]	0.002 [0.008]	0.027 [0.065]	0.001 [0.001]	0.016 [0.003]***	0.023 [0.030]	0.001 [0.000]	0.023 0.023	0.000 0.000	0.023 0.023	0.000 0.000	0.023 0.023	0.000 0.000		
Deuda en dólares	0.006 [0.005]	0.015 [0.049]	0.000 [0.001]	0.008 [0.004]*	0.014 [0.052]	0.000 [0.001]	0.007 [0.005]	0.016 [0.051]	0.007 [0.001]	0.016 0.016	0.000 0.000	0.016 0.016	0.000 0.000	0.016 0.016	0.000 0.000		
Activo en dólares	0.001 [0.002]	0.010 [0.018]	0.000 [0.000]	0.004 [0.002]**	0.002 [0.017]	0.000 [0.000]	0.004 [0.002]**	0.004 [0.017]	0.000 [0.001]	0.004 0.017	0.002 0.017	0.004 0.017	0.002 0.017	0.004 0.017	0.002 0.017		
rer	0.013 [0.003]***	0.022 [0.051]	0.001 [0.001]	0.012 [0.007]	0.019 [0.056]	0.001 [0.001]	0.017 [0.009]*	0.017 [0.057]	0.001 [0.009]*	0.017 [0.001]	0.017 0.017	0.017 0.017	0.017 0.017	0.017 0.017	0.017 0.017		
Tasa nominal	0.060 [0.007]***	0.083 [0.085]	0.000 [0.002]	0.054 [0.025]**	0.053 [0.135]	0.001 [0.002]	0.004 [0.001]***	0.008 [0.005]	0.001 [0.005]	0.008 0.008	0.000 0.000	0.008 0.008	0.000 0.000	0.008 0.008	0.000 0.000		
EMBI																	
Ficticia SS																	
Observaciones	1 352 0.74	1 385 0.49	567 0.53	1 352 0.72	1 385 0.49	567 0.53	352 0.72	385 0.49	567 0.53	385 0.49	567 0.53	385 0.49	567 0.53	385 0.49	567 0.53		

a Las regresiones fueron realizadas utilizando MC-O, e incluyen efectos fijos por empresa. Entre corchetes se presenta el desvío estándar robusto, ajustado por cluster por año. Ficticia SS corresponde a una variable dicotómica que toma el valor de 1 en 1998. rer corresponde a la variación en logaritmos del tipo de cambio real. Tasa nominal corresponde a la tasa de colocación en pesos promedio del sistema financiero para préstamos entre 30 y 89 días. EMBI corresponde al índice asociado a la canasta de bonos de economías emergentes mantenido por J.P Morgan. La variable dependiente está sobre las columnas respectivas. Las variables contables están reagrupadas un período; además, están escaladas por activos totales. Véase pormenores de las definiciones de las variables en la sección III.

\* Significación a 10%. \*\* Significación al 5%. \*\*\* Significación al 1 por ciento.

**CUADRO A3. Número de rezagos óptimos en la especificación con costos de ajuste**

	Inversión en capital fijo en (t)					
	Dentro de grupos	Arellano- Bond	MCO	Dentro de grupos	Arellano- Bond	MCO
Inversión en capital fijo en ( $t - 1$ )	0.058 [0.029]**	0.211 [0.036]***	0.353 [0.025]***	0.043 [0.031]	0.196 [0.042]***	0.317 [0.029]***
Inversión en capital fijo en ( $t - 2$ )				0.147 [0.029]***	0.034 [0.033]	0.085 [0.026]***
Pruebas Sargan/Hansen		0.17			0.07	
AR (1)		0.00			0.00	
AR (2)		0.91			0.57	
Observaciones	1 385	1 206	1 385	1 221	1 041	1 221
$R^2$	0.34		0.13	0.36		0.13

<sup>a</sup> Se presenta estimaciones utilizando el método descrito sobre cada columna, de una regresión de inversión sobre el primer y segundo rezago de la misma, respectivamente, y sin constante. Entre corchetes el desvío estándar. MCO corresponde al estimador de mínimos cuadrados ordinarios. Las estimaciones Arellano-Bond son en 1 etapa, y considera todos los instrumentos disponibles. AR(1) y AR(2) corresponde al valor-*p* de las pruebas de autocorrelación serial de orden 1 y 2, respectivamente.

\* Significación a 10 por ciento.

\*\* Significación a 5 por ciento.

\*\*\* Significación a 1 por ciento.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguiar, M., y G. Gopinath (2004), “Fire-Sale FDI and Liquidity Crises”, *Review of Economics Statistics*.
- Arellano, M., y S. Bond (1991), “Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economics Studies* 58, pp. 277-297.
- Benavente, J. M., C. Johnson y F. Morandé (2003), “Debt Composition and Balance sheet effects of Exchange Rate Depreciations: A Firm-Level Analysis for Chile”, *Emerging Markets Review* 4(4), pp. 397-416.
- Blundell, R., y S. Bond (1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics* 87, pp. 115-143.
- Bond, S., y J. Van Reenen (2003), “Microeconometric Models of Investment and Employment”, *Handbook of Econometrics*, vol. 6.
- Borensztein, E., y J. Lee (2000), “Financial Crisis and Credit Crunch in Korea: Evidence from Firm-Level Data”, IMF Working Paper 00-25.

- Caballero, R., K. Cowan y J. Kearns (2004), "Fear of Sudden Stops: lessons from Australia and Chile", Research Discussion Paper 2004-03, Reserve Bank of Australia.
- Calvo, G. (1998), "Capital Flows and Capital-Markets Crises: the Simple Economics of Sudden Stops", *Journal of Applied Economics* 1(1), pp. 35-54.
- \_\_\_\_\_, A. Izquierdo y L. F. Mejía (2004), "On the Empirics of Sudden Stops: The Relevance of Balance sheet", NBER Working Paper 10520.
- Céspedes, L., R. Chang y A. Velasco (2004), "Balance Sheets and Exchange Rate Policy", *American Economic Review* 94, pp. 1183-1193.
- Claessens, S., S. Djankov y L. Xu (2000), "Corporate Performance in the East Financial Crisis", *World Bank Research Observer*, 15(1), pp. 23-46.
- Corsetti, G., P. Pesenti y N. Roubini (1998), "What Caused the Asian Currency and Financial Crisis? Part 1: a Macroeconomic View", NBER Working Paper 6833.
- Cowan, K., E. Hansen y L. O. Herrera (2005), "Currency Mismatches, Balance Sheet Effects and Hedging in Chilean Non-Financial Corporations", Documento de Trabajo 521, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Flannery, M. (1986), "Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice", *Journal of Finance* 41, pp. 19-37.
- Fuentes, M. (2003), "Dollarization of Financial Contracts: Evidence from Chilean Firms", University of California at Berkeley, Department of Economics, manuscrito.
- Hansen, L. (1982), "Large Sample Properties of Generalised Method of Moment Estimators", *Econometrica*, 50, pp. 1029-1054.
- Hart, O., y J. Moore (1994), "A Theory of Debt Based on the Inalienability of Human Capital", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, núm. 4, páginas 841-879.
- Jorion, P. (2000), *Value at Risk*, McGraw-Hill, 2da edición.
- Kim, S., y M. Stone (1999), "Corporate Leverage, Bankruptcy, and Output Adjustment in Post-Crisis East Asia", Documento de Trabajo 99/143. Fondo Monetario Internacional.
- Medina, J., y R. Valdés (1998), "Flujo de caja y decisiones de inversión en Chile: Evidencia de sociedades anónimas abiertas", *Cuadernos de Economía* 35(106), pp. 301-323.
- Myers, S. (1977), "Determinants of Corporate Borrowing", *Journal of Financial Economics* 5, pp. 147-175.
- Nickell, S. (1978), "The Investment Decisions of Firms", Cambridge University Press.
- \_\_\_\_\_(1981), "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", *Econometrica* 49, páginas 1417-1426.

Radelet, S., y J. Sachs (1998), “The Onset of the East Asian Financial Crisis”, NBER Working Paper 6680.

Rodrick, D., y A. Velasco (1999), “Short-Term Capital Flows”, NBER Working Paper 7364.