

# Metodologías alternativas para el análisis de las restricciones al financiamiento en Argentina

**Pedro Elosegui / Juan M. Sotes Paladino**  
BCRA

**Paula Español**  
EHES-PSE

**Demián Panigo**  
EHES-PSE, UNLP, UBA, CONICET

---

**Abril de 2006**

*ie* | **BCRA**



Investigaciones Económicas  
Banco Central  
de la República Argentina

---

Banco Central de la República Argentina  
**ie** | Investigaciones Económicas

Abril, 2006  
ISSN 1850-3977  
*Edición Electrónica*

Reconquista 266, C1003ABF  
C.A. de Buenos Aires, Argentina  
Tel: (5411) 4348-3719/21  
Fax: (5411) 4000-1257  
Email: [investig@bcra.gov.ar](mailto:investig@bcra.gov.ar)  
Pag.Web: [www.bcra.gov.ar](http://www.bcra.gov.ar)

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de la República Argentina. La serie Documentos de Trabajo del BCRA está compuesta por material preliminar que se hace circular con el propósito de estimular el debate académico y recibir comentarios. Toda referencia que desee efectuarse a estos Documentos deberá contar con la autorización del o los autores.

# Metodologías alternativas para el análisis de las restricciones al financiamiento en Argentina\*

Pedro Elosegui<sup>†</sup>  
BCRA

Paula Español  
EHESS-PSE

Demian Panigo  
EHESS-PSE, UNLP, UBA y  
CEIL-PIETTE del CONICET

Juan Sotes  
BCRA

## Version preliminar

Abril de 2006

### Resumen

La presencia de restricciones financieras distorsiona las decisiones productivas y financieras de las empresas, con implicancias macroeconómicas sustanciales en términos de inversión, crecimiento, inflación y distribución del ingreso. A pesar de su importancia sustantiva, estas restricciones no pueden observarse directamente sino a través de un marco teórico particular, del cual se derivan proposiciones empíricamente contrastables. En este sentido, el primer objetivo del presente estudio consiste en evaluar la relevancia relativa de los distintos enfoques teóricos existentes, utilizando un panel no balanceado para Argentina, que incluye 71 empresas con oferta pública de acciones entre 1990 y 2004. Con esta información, se examina la incidencia, el alcance diferencial (entre distintos grupos de empresas), la sensibilidad al método de estimación (y al modelo teórico sub-yacente), la evolución temporal y los principales determinantes macroeconómicos de las restricciones al financiamiento en Argentina. Finalmente, el segundo objetivo de nuestra investigación radica en desarrollar una metodología sencilla y apropiada para monitoriar la evolución de las restricciones al financiamiento, y poder así examinar la eficacia de las distintas políticas destinadas a mejorar el funcionamiento del sistema financiero.

**Códigos JEL:** G12, G15, G14, E44, O54, O16, C23.

**Palabras clave:** Racionamiento de crédito, restricciones financieras, estimaciones de panel, inversión, tenencia de activos líquidos, ecuaciones simultáneas, usos alternativos de los beneficios netos.

---

\*Queremos agradecer al Centro para la Estabilidad Financiera por proveernos de la información necesaria para el desarrollo de nuestra base de datos, así como a Diego Bastourre, Lorena Garegnani, Javier Ibarlucía, George McCandless, Gastón Repetto, Máximo Sangiacomo, Walter Sosa Escudero y Federico Traverso por sus valiosas sugerencias y comentarios. Como es usual, todos los errores y omisiones son de nuestra exclusiva responsabilidad.

<sup>†</sup>Autor para contactos y correspondencias. Email: pelosegui@bcra.gov.ar

## Tabla de Contenidos

<b>1</b>	<b>Introducción</b>	<b>3</b>
<b>2</b>	<b>La disponibilidad de financiamiento en Argentina: Breve caracterización del sistema financiero</b>	<b>5</b>
<b>3</b>	<b>Revisión teórica</b>	<b>12</b>
3.1	Asimetrías de información e incertidumbre . . . . .	12
3.2	Principales modelos empíricos . . . . .	16
3.2.1	La demanda de inversión bajo restricciones al financiamiento	16
3.2.2	Las decisiones financieras bajo restricciones al financiamiento	19
<b>4</b>	<b>Metodología</b>	<b>22</b>
4.1	Criterios de agrupamiento de firmas para el análisis comparativo de las restricciones al financiamiento . . . . .	22
4.2	Estimación de la ecuación de inversión . . . . .	23
4.2.1	Heterogeneidad individual no observable (HINO) . . . . .	25
4.2.2	Autocorrelación y heterocedasticidad . . . . .	27
4.2.3	¿Modelos estáticos o dinámicos? . . . . .	28
4.2.4	Endogeneidad derivada del control por HINO . . . . .	29
4.3	Estimación de la ecuación de tenencias de activos líquidos . . . . .	32
4.4	Estimación del sistema de ecuaciones simultáneas para los usos alternativos de los beneficios netos (del pago de dividendos) . . . . .	34
<b>5</b>	<b>Resultados empíricos</b>	<b>38</b>
5.1	Descripción de la base de datos . . . . .	38
5.2	Estadísticas descriptivas preliminares . . . . .	38
5.3	Resultados econométricos . . . . .	46
5.3.1	Ecuación de inversión . . . . .	46
5.3.2	Ecuación de tenencia de activos líquidos . . . . .	62
5.3.3	Modelo de ecuaciones simultáneas . . . . .	65
<b>6</b>	<b>La macroeconomía del racionamiento</b>	<b>70</b>
<b>7</b>	<b>Conclusiones</b>	<b>72</b>
<b>8</b>	<b>Anexo</b>	<b>83</b>
8.1	Descripción de las variables utilizadas . . . . .	83
8.1.1	Variables a nivel firma . . . . .	83
8.1.2	Variables macroeconómicas . . . . .	84
8.2	Procedimientos alternativos para controlar por HINO . . . . .	84
8.3	Especificidades de la corrección por autocorrelación y heterocedasticidad . . . . .	87
8.4	Métodos de Momentos Generalizados ( <i>GMM</i> ) . . . . .	89
8.5	Estimador <i>IV FD</i> . . . . .	91
8.6	Estrategias alternativas de control para el efecto "beneficios esperados" . . . . .	93
8.7	La paradoja del efecto "tamaño" en la ecuación estándar de inversión . . . . .	93

# 1 Introducción

En presencia de asimetrías de información, especialmente en economías caracterizadas por alta volatilidad e incertidumbre, y con servicios financieros poco desarrollados, es factible que las empresas enfrenten restricciones de financiamiento. Dichas restricciones pueden llevar a decisiones sub-óptimas en materias financiera y productiva, con un efecto potencial importante sobre la inversión y la productividad de las firmas. Asimismo, el limitado acceso al financiamiento externo puede tener un importante impacto macroeconómico, ya que genera un comportamiento pro-cíclico de la inversión agregada, dando lugar al fenómeno conocido como "acelerador financiero".<sup>1</sup>

Por un lado, un shock negativo sobre la disponibilidad de fondos propios (generado, por ejemplo, por un incremento repentino de los pasivos o por una inesperada disminución de la demanda), provocará una reducción de la inversión y de los beneficios esperados, es decir, de la futura fuente directa de financiamiento.

Por otro lado, al deteriorarse el balance de las empresas, el colateral que les facilita el acceso al crédito sufre la misma suerte, limitando el acceso a las fuentes de financiamiento externas a la empresa y, en consecuencia, la capacidad de inversión de las mismas.<sup>2</sup>

Finalmente, el deterioro en los balances de las empresas puede erosionar la solvencia de los intermediarios financieros, en tanto que la desaceleración de la inversión reduce la tasa de crecimiento de la capacidad instalada, con efectos sustancialmente negativos sobre la estabilidad de precios y la dinámica del producto bruto interno. Por estas razones, el análisis de la existencia de restricciones financieras, de sus determinantes, de su evolución en el tiempo y de sus efectos sobre las decisiones de las firmas, es una condición necesaria para el mantenimiento de la estabilidad macroeconómica y financiera de una economía.

En un contexto de mercados completos, las decisiones de inversión de las empresas no deberían depender de la disponibilidad de fondos propios, *a la Modigliani-Miller*. Sin embargo, la presencia de problemas de información y de mercados incompletos e incertidumbre, llevaría a las empresas a financiar los gastos de inversión primordialmente con utilidades retenidas. Así, desde el enfoque más tradicional, la presencia de restricciones financieras en contextos de asimetrías de información se analiza considerando la sensibilidad de las decisiones de inversión a la disponibilidad de fondos propios.<sup>3</sup>

Sin embargo, existe una rama alternativa de la literatura que identifica la

---

<sup>1</sup>Ver Bernanke y Gertler (1989), Bernanke y otros (1996, 1999).

<sup>2</sup>Vale la pena remarcar que este fenómeno cobra mayor importancia si se tiene en cuenta que el impacto es asimétrico, siendo más intensa la disminución de la inversión durante las recesiones que el incremento de la misma en el momento de recuperación económica. Ver Bernanke y otros (1996), Gertler y Gilchrist (1994).

<sup>3</sup>Ver Hubbard (1998) y Schiantarelli (1996) para una amplia revisión de la bibliografía empírica existente.

existencia de restricciones al financiamiento a partir de su impacto sobre las decisiones concernientes a la estructura óptima del capital. En particular, este enfoque analiza la sensibilidad de la acumulación de activos líquidos a la disponibilidad de fondos propios como un indicador de la presencia de restricciones financieras, ya que en ausencia de dichas restricciones no habría razón que justifique una correlación positiva entre el flujo de fondos propios y la acumulación de activos líquidos de una empresa.

Estudios más recientes avanzan aún más en este análisis considerando la interacción entre la disponibilidad de fondos propios y la decisión de acumular liquidez o repagar deuda, argumentando que sólo un acceso al financiamiento no restringido justificaría el repago de deuda como política de la empresa. La estrategia que suelen aplicar dichos trabajos es la partición de la muestra en dos grupos de firmas, siendo uno de ellos teóricamente más propenso a enfrentar restricciones al financiamiento, según sufran mayores asimetrías de información o una mayor incertidumbre respecto a los beneficios futuros esperados.

La evolución de los modelos teóricos y empíricos alternativos se relaciona con el surgimiento de críticas en torno al análisis de las restricciones al financiamiento a partir de la ecuación de inversión tradicional<sup>4</sup>. En este sentido, el principal objetivo del presente estudio consiste en evaluar la relevancia relativa de los distintos enfoques teóricos existentes, para luego desarrollar una estrategia metodológica que permita identificar eficaz y eficientemente<sup>5</sup> la existencia de restricciones al financiamiento. De manera complementaria, la metodología desarrollada nos permitirá examinar cuáles han sido los principales determinantes macroeconómicos de las restricciones al financiamiento y, a futuro, cuál es el impacto de las distintas medidas de política económica sobre el funcionamiento del sistema financiero y las decisiones de financiamiento de las firmas.

Para llevar a cabo tales objetivos, y en la misma línea planteada previamente por Fanelli y otros (2002), se utiliza un panel no balanceado con información proveniente de los balances de 71 empresas argentinas con oferta pública de acciones (para el período 1994-2004), siguiendo la línea de investigación que se describe a continuación. En la sección 2 se consideran los hechos estilizados de la estructura de los servicios financieros y la disponibilidad de financiamiento para las empresas en Argentina. La sección 3 incluye una revisión de los fundamentos teóricos de la existencia de restricciones al financiamiento y de las especificaciones a utilizar en el trabajo. La sección 4 se ocupa de las cuestiones metodológicas que justifican las decisiones tomadas en las aplicaciones econométricas. El trabajo empírico se desarrolla en la sección 5, en la cual se

---

<sup>4</sup>Ya sea en su versión estática (que reproduce habitualmente el modelo *Q de Tobin*) o en su versión dinámica (comúnmente representada en base a la ecuación de *Euler*).

<sup>5</sup>Eficazmente, en el sentido de reproducir ciertos hechos estilizados que permiten validar los resultados (como por ejemplo que las empresas más grandes deberían enfrentar menos restricciones al financiamiento que las más pequeñas), y eficientemente, tanto en el sentido econométrico (estimaciones robustas con poca varianza) como contable del término (metodología sencilla y con bajo costo -en tiempo y dinero- de actualización).

presentan y analizan los resultados de las estimaciones de los diferentes modelos propuestos. La sección 6 pone el acento en las implicancias macroeconómicas y la evolución de las restricciones financieras para el período analizado. Finalmente, la última sección concluye y enumera algunas recomendaciones de política que se desprenden del trabajo.

## **2 La disponibilidad de financiamiento en Argentina: Breve caracterización del sistema financiero**

La existencia de restricciones al financiamiento se relaciona necesariamente con la disponibilidad de servicios financieros y sus características en términos de profundidad, diversidad y accesibilidad. En estos aspectos, los servicios financieros disponibles en Argentina tradicionalmente no han alcanzado la envergadura que cabría esperar de un país de similar nivel de desarrollo económico.

El período analizado en el presente trabajo tiene algunas características particulares en términos de la disponibilidad de servicios financieros para las empresas locales, incluso para aquellas de mayor tamaño. El foco del análisis es, precisamente, este tipo de empresas, ya que en el análisis empírico se utiliza un panel de firmas con oferta pública de acciones en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires. Durante este período, caracterizado a nivel internacional por el efecto de sucesivas crisis financieras en los mercados emergentes<sup>6</sup>, la economía argentina atravesó diversas etapas que mostraron diferencias significativas desde el punto de vista de la estabilidad financiera y del desarrollo de los servicios financieros locales. En particular, la primera de ellas contempla la prolongada vigencia del Plan de Convertibilidad, caracterizado por un Régimen de Caja de Conversión con tipo de cambio fijo (1991-2001); la segunda, más breve, de crisis económica, financiera y social, marcada por una alta volatilidad macroeconómica y fuerte incertidumbre (2002-mediados de 2003); y finalmente la última etapa de recuperación económica, en la cual se observa una mayor flexibilidad cambiaria, estabilidad macroeconómica y financiera, y altas tasas de crecimiento económico (mediados de 2003-actualidad). Como puede observarse en el Cuadro 1, la Argentina presenta un escaso nivel de profundidad de los servicios financieros. Asimismo, puede notarse el subdesarrollo relativo del mercado de capitales, especialmente si se compara con los países del Asia Oriental, pero incluso al compararlo con otros países latinoamericanos. Si bien la muestra de empresas bajo análisis incluye a aquellas que cuentan con acceso al mercado financiero local, e incluso para algunos casos particulares al internacional, el bajo nivel de desarrollo de los servicios financieros locales constituye una importante limitación enfrentada por las empresas (Fanelli y otros, 2002).

---

<sup>6</sup>Crisis de México (1994), Sudeste y Este Asiático (1997), Rusia (1998), Brasil (1999), Turquía (2001) y la propia crisis Argentina de diciembre de 2001.

**Cuadro 1: Estructura comparada de los servicios financieros (datos promedio 1999-2003)**

Región	Servicios Bancarios		Mercado de Capitales			
	Crédito al S. Privado (% del PIB)	Depósitos Totales (% del PIB)	Capitalización de mercado de compañías listadas (% del PIB)	Capitalización de mercado de bonos privados (% del PIB)	Capitalización de mercado de bonos públicos (% del PIB)	Ahorro contractual (% del PIB)
Países Desarrollados <sup>1</sup>	102,0	81,1	94,4	39,3	47,1	32,3
Países en Desarrollo						
Asia Oriental <sup>2</sup>	80,2	86,0	76,3	23,4	23,2	56,4
América Latina y el Caribe (Exc. Argentina) <sup>3</sup>	32,7	30,8	42,8	7,4	22,2	15,8
Europa y Asia Central <sup>4</sup>	22,6	31,6	19,4	4,8	25,2	3,2
Argentina <sup>5</sup>	18,6	24,7	18,3	1,9	22,7	10,8

Fuentes: World Development Indicators (WDI), World Federation of Exchanges (WFE), Federación Iberoamericana de Bolsas de Valores (FIAB), Financial Structure and Economic Development Database (FSEDD), Lopez Murphy, P. y Alberto Musalem (2004), International Monetary Fund (IMF).

Notas:

1. Promedio de: Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Irlanda, Italia, Japón, Holanda, Nueva Zelanda, Noruega, Portugal, España, Suecia, Suiza, Reino Unido y EE.UU.
2. Promedio de: China, Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas, Singapur y Tailandia.
3. Promedio de: Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Rep. Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Perú, Uruguay y Venezuela.
4. Promedio de: Bulgaria, Rep. Checa, Hungría, Lituania, Polonia, Rumania y Rusia.
5. Para el caso de Argentina, los datos de capitalización de mercado de bonos privados y públicos fueron tomados de la FIAB, mientras que para el resto de las variables la fuente utilizada es la FSEDD.

El período previo a la crisis -entre los años 1991 y 2001-, se caracterizó por un marco de relativa estabilidad macroeconómica, apertura y desregulación económica. A pesar de las diversas crisis ocurridas en los mercados emergentes, este marco tuvo un impacto relativamente positivo sobre la disponibilidad de financiamiento para las empresas.<sup>7</sup> Durante este período, la desregulación y las reformas legales, regulatorias e impositivas en la economía en general y en los servicios financieros en particular, el desarrollo del ahorro contractual,<sup>8</sup> la mayor facilidad para el acceso al financiamiento internacional (tanto del sector público como de las empresas de mayor tamaño), la importante dolarización de la economía y cierto aumento del financiamiento bancario de largo plazo, así como el ingreso de inversión directa y capitales desde el exterior, tuvieron un impacto sobre la disponibilidad de financiamiento que en cierta medida permitieron un incremento en el gasto en inversión por parte de las empresas.

A fines de 1998 la actividad económica comenzó a estancarse, marcando el fin de la recuperación posterior a la Crisis del Tequila de 1995. El menor ritmo de actividad fue acompañado por un deterioro de la situación fiscal que determinó una creciente absorción de recursos financieros por parte del Estado en detrimento del sector privado. Hacia fines de 2000, y comienzos de 2001, se hacía evidente la falta de confianza en la continuidad del régimen de Convertibilidad, reflejándose en una reversión de los flujos de fondos externos, corridas sobre los depósitos bancarios y las reservas internacionales. Esto en el marco de una fuerte recesión económica y aumento significativo de la tasa de interés y del riesgo país. A finales de 2001 se dispuso una virtual suspensión bancaria en el marco de una grave crisis fiscal, política y social, con el Estado enfrentando dificultades para cumplir con los compromisos externos. La situación derivó en el abandono de la Ley de Convertibilidad y el *default* de la deuda pública externa. El año 2002 fue caracterizado por la crisis social, económica y financiera, la abrupta modificación del nivel de tipo de cambio y la crisis bancaria (incluyendo la pesoificación) con una caída del PBI del orden del 10.9%. Recién a mediados del año 2003 se observa un cambio de tendencia en la economía que se consolida rápidamente y se refleja en altas tasas de crecimiento del producto.

---

<sup>7</sup>Schmukler y Vesperoni (2000), Fanelli y otros (2002).

<sup>8</sup>Especialmente a partir de la creación de la reforma previsional que introdujo el sistema de capitalización y creó las Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJPs), Ley 24241/94.

**Cuadro 2: Evolución de los servicios financieros en Argentina (1995-2004)**

Año	Servicios Bancarios		Mercado de Capitales				Ahorro contractual (% del PIB)
	Crédito al S. Privado (% del PIB)	Depósitos Totales (% del PIB)	Capitalización de mercado de compañías listadas	Capitalización de mercado de bonos privados (% del PIB)	Capitalización de mercado de bonos públicos (% del PIB)	Capitalización de mercado de bonos públicos (% del PIB)	
1994	20,0	13,8	14,3				0,8
1995	19,7	15,8	14,6	0,8	15,4		1,8
1996	19,9	18,4	16,4	1,5	19,5		2,9
1997	21,6	21,9	20,2	2,3	21,4		4,3
1998	23,6	24,1	15,2	2,0	17,7		5,1
1999	24,1	26,6	19,7	2,7	18,5		7,9
2000	23,2	27,4	16,1	2,0	19,2		9,6
2001	20,2	23,8	12,4	2,7	17,8		10,8
2002	15,1	22,7	16,2	1,2	27,5		15,3
2003	10,6	23,0	27,0	1,3	30,7		16,0
2004	10,3	23,1					15,7

Fuentes: World Development Indicators (WDI), World Federation of Exchanges (WFE), Federación Iberoamericana de Bolsas de Valores (FIAB), International Financial Statistics (IFS), SAFJP, International Monetary Fund (IMF).

La evolución de los servicios financieros a nivel local refleja las implicancias derivadas de las mencionadas etapas que atravesó la economía en el período bajo análisis. En particular, como muestra el Cuadro 2, los servicios bancarios mostraron un crecimiento importante en los años previos a 2001, en tanto que se vieron severamente afectados por la crisis bancaria del 2002, siendo su (actual) recuperación relativamente lenta. Algo similar, aunque con un mayor nivel de volatilidad, puede notarse en el mercado de capitales. En tanto, el ahorro contractual muestra un bajo nivel de desarrollo relativo si bien con tendencia creciente, especialmente por el incremento de los fondos de pensión que constituyen una fuente importante de financiamiento de largo plazo.

No obstante, utilizando el panel de empresas incluidas en el presente estudio, es posible construir una serie de indicadores<sup>9</sup> que reflejan indicios de la presencia de restricciones al financiamiento, es decir, de un mercado financiero que más allá del proceso de la liberalización financiera implementado a partir de los años noventa, muestra rasgos de una oferta de financiamiento limitada. Así, si bien en el Gráfico 1 se observa un incremento en el apalancamiento de las empresas para todo el período considerado, un análisis en profundidad de la estructura de los pasivos de las empresas brinda un panorama más completo de la dinámica de acceso al financiamiento de las mismas.

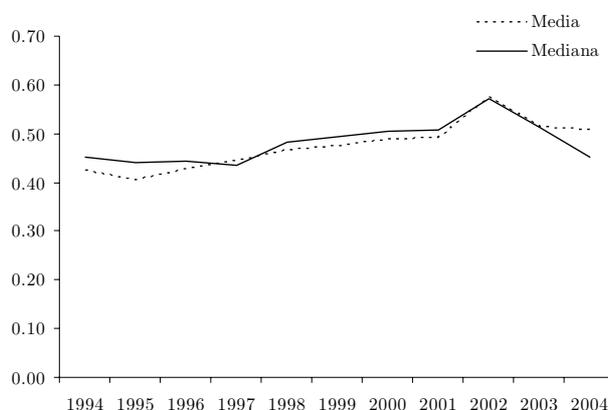


Gráfico 1: Evolución de la media (ponderada por capitalización de mercado) y la mediana del ratio de endeudamiento (pasivo total sobre activo total) para el total de la muestra examinada.

Por un lado, la proporción de la deuda financiera sobre el total de pasivos al-

<sup>9</sup>Para mayor detalle sobre la base de datos utilizada, remitirse a la sección 5.1. Los gráficos en esta sección representan las medianas y las medias calculadas para el conjunto de la muestra. Si bien el panel de firmas cubre el período 1990-2004, las estadísticas descriptivas parten de 1994, año a partir del cual se cuenta con la cantidad de empresas necesaria para los cálculos de medias y medianas.

canza un máximo de 66% en 1998, pero no muestra un incremento sostenido sino mas bien un estancamiento en la totalidad del período (Gráfico 2). Asimismo, al interior de la deuda financiera, la deuda de corto plazo muestra un peso importante, mas allá de su disminución en los primeros años, manteniendo una proporción que ronda el 50% (Gráfico 3). Mas aún, el peso de los intereses sobre los pasivos dan cuenta del alto costo financiero que enfrentan las empresas. La tasa de interés implícita (calculada como los intereses pagados sobre total de deuda) se mantiene en un nivel elevado, cuya mediana oscila entre el 20-25% (Gráfico 4).

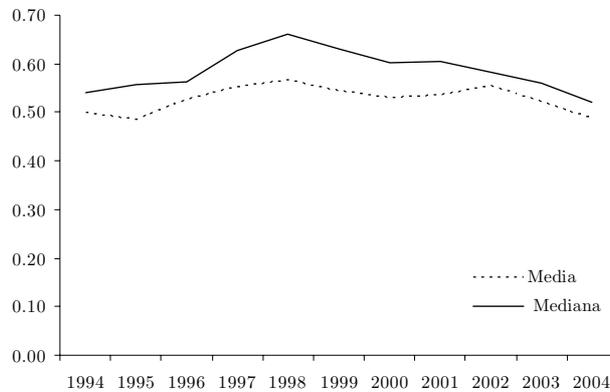


Gráfico 2: Evolución de la media (ponderada por capitalización de mercado) y la mediana de la deuda financiera (en proporción del pasivo total) para el total de la muestra examinada.

Por otro lado, vale la pena destacar que la deuda financiera se basa en su gran mayoría en créditos otorgados por instituciones financieras: la media ponderada de la proporción de las obligaciones negociables sobre el total de deuda financiera no alcanza el 20% y la mediana de dicho cociente es igual a cero, confirmando que la empresa representativa de la muestra no emite obligaciones negociables (Gráfico 5).

En este mismo sentido, se observa un restringido financiamiento a través de la emisión de acciones, cuya incremento a lo largo de la década es muy bajo en promedio y de hecho es nulo si se considera la mediana. Otro indicador comúnmente utilizado para dar cuenta de una mayor dificultad en el acceso al financiamiento es el pago de dividendos, ya que aquellas empresas que enfrenten mayores restricciones preferirían retener utilidades (en lugar de redistribuirlas entre sus accionistas), para hacer frente a los gastos a venir de inversión. En este caso, la empresa representativa de la muestra no paga dividendos y el promedio ponderado, aún antes de la crisis de 2001, muestra valores marcadamente bajos.

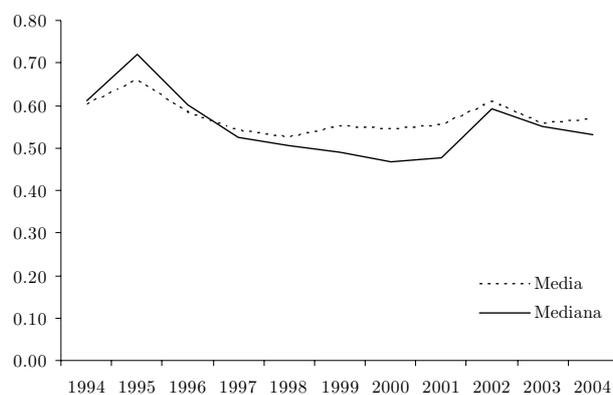


Gráfico 3: Evolución de la media (ponderada por capitalización de mercado) y la mediana de la deuda financiera a corto plazo (en proporción de la deuda financiera total) para el total de la muestra examinada

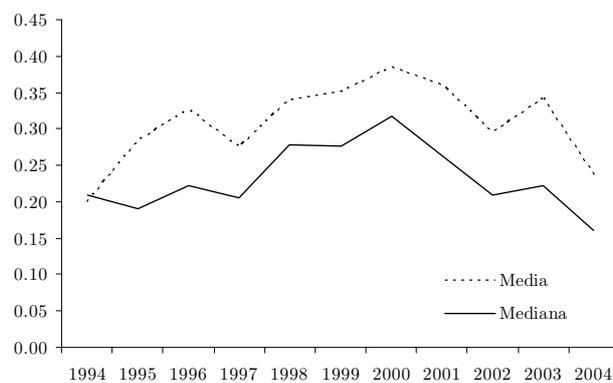


Gráfico 4: Evolución de la media (ponderada por capitalización de mercado) y la mediana de la tasa de interés implícita (intereses pagados sobre pasivo total) para el total de la muestra examinada

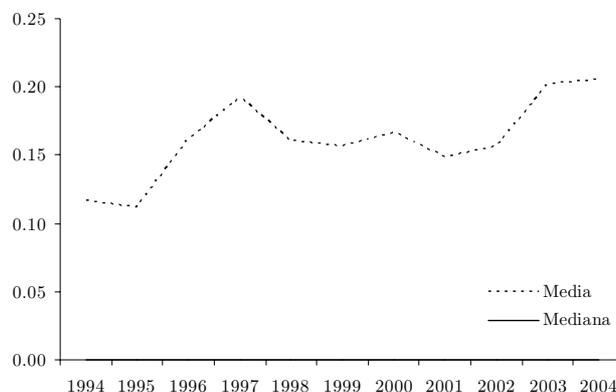


Gráfico 5: Evolución de la media (ponderada por capitalización de mercado) y la mediana del financiamiento con Obligaciones Negociables (en proporción de la deuda financiera total) para el total de la muestra examinada.

Por último, como sucede a nivel agregado, se observa una elevada proporción de pasivos en moneda extranjera, que aumentan significativamente a partir de la implementación del régimen de convertibilidad y se consolida en un 60%-70% del total de pasivos a lo largo de los años noventa, según se tome la media o la mediana (Gráfico 6).

En definitiva, al considerar los datos agregados para las empresas que forman parte de la muestra, se encuentra que a pesar de que aumentan el nivel de apalancamiento, lo hacen con un creciente peso de los pasivos en moneda extranjera, mostrando simultáneamente deficiencias en términos de madurez de la deuda financiera, un alto costo por pago de intereses y un bajo nivel de diversificación, con un limitado rol del financiamiento directo a través de la emisión de obligaciones y de acciones. A esto se le suma una escasa evidencia de pago de dividendos. Como se analizará a lo largo del estudio, estos indicios de restricciones al financiamiento aumentan cuando se considera aquellas empresas que estarían teóricamente sujetas a un mayor nivel de asimetrías de información.

### 3 Revisión teórica

#### 3.1 Asimetrías de información e incertidumbre

El estudio de las restricciones al financiamiento de las empresas es abordado por una amplia literatura económica y financiera que incluye diversos temas: el análisis, fundamentalmente microeconómico, de la toma de decisiones financieras de las empresas y del impacto de dichas decisiones sobre el valor

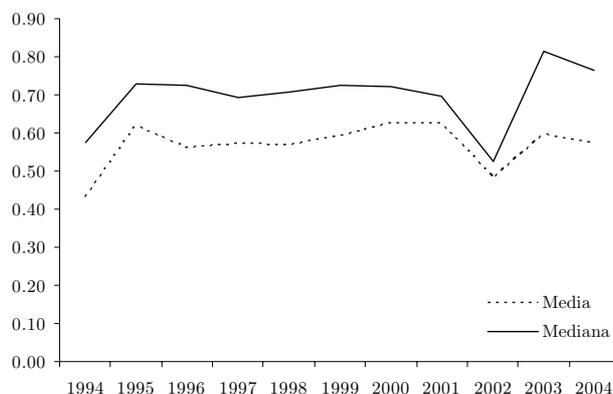


Gráfico 6: Evolución de la media (ponderada por capitalización de mercado) y la mediana de los pasivos en moneda extranjera (en proporción del total de pasivos a largo plazo) para el total de la muestra examinada.

futuro de la firma; el estudio de los determinantes de las decisiones financieras; la influencia que pueden tener las variables macroeconómicas y las decisiones de política económica sobre tales determinantes y la posible presencia de restricciones financieras; e incluso, enfoques teóricos que ponen el acento en el impacto macroeconómico que tiene la existencia un acceso limitado al financiamiento de la inversión a nivel de la firma (lo cual pone en evidencia la relevancia de la interacción micro-macro de determinadas problemáticas). El relevamiento empírico de la presencia de las citadas restricciones se realiza a partir del análisis de las decisiones (financieras y reales) de las empresas en diferentes contextos y situaciones macroeconómicas.

La idea de que la estructura de financiamiento tiene un rol clave en la determinación del valor de las empresas surge a partir de las críticas al trabajo de Modigliani y Miller (1958), el cual plantea que, por el contrario, las decisiones de tipo financieras son totalmente irrelevante en el marco de ciertos supuestos estrictos sobre los mercados financieros.<sup>10</sup> No obstante, en la medida en que tales supuestos no se cumplan, las decisiones de inversión de las empresas dejan de ser independientes de factores netamente financieros, tales como el origen del financiamiento. En particular, las empresas dejan de ser indiferentes frente a la elección entre fuentes internas de financiamiento y la utilización de fondos de terceros debido, justamente, a la presencia de un diferencial de costos entre ambas opciones en favor de los fondos propios.

<sup>10</sup>Los tres principales supuestos que se utilizan para derivar el teorema de Modigliani y Miller (1958) son: a) Mercados de capitales perfectos, b) Inexistencia de impuestos personales o corporativos.

Diversos fundamentos se proponen para explicar dicho diferencial, entre ellos, la presencia de costos de transacción, la existencia de ventajas impositivas, problemas de agencia entre accionistas y gerentes o entre accionistas mayoritarios y minoritarios, posibles costos de *financial distress*,<sup>11</sup> la presencia de problemas o asimetrías de información y dificultades en el cumplimiento efectivo de los contratos (*enforcement*). En particular, la literatura más reciente pone el acento en la existencia de asimetrías de información, es decir, en la diferencia que existe entre la información que manejan los agentes involucrados en un determinado proyecto y aquella a la que acceden quienes podrían potencialmente financiarlo.

Para el caso de Argentina, las asimetrías de información es, entre las mencionadas, posiblemente una de las cuestiones de mayor importancia para analizar las restricciones al financiamiento. En efecto, en nuestro país, los aspectos impositivos tienden a favorecer al endeudamiento por sobre el uso de fondos propios y/o el financiamiento con acciones. Por otro lado, la propiedad de las empresas está sumamente concentrada, perdiendo relevancia los potenciales problemas de agencia entre alta gerencia y accionistas, y siendo, en todo caso, más relevante el problema de agencia entre accionistas mayoritarios y minoritarios. Por último y en particular para nuestro panel de firmas, el costo de transacción y el costo de *financial distress* pueden ser de menor relevancia ya que no sólo se trata de aquellas empresas que cuentan con acceso al mercado de capitales, sino que al ser en general empresas grandes podrían verse beneficiadas por el principio de ser "*too big to fail*".

La presencia de asimetrías de información en los mercados financieros genera que un agente externo a la dirección de la empresa difícilmente pueda evaluar correctamente el nivel de riesgo de cada proyecto y que, en consecuencia, exija el pago de una prima (*lemons premium*, Akerlof 1970) a la hora de otorgar el financiamiento. Dicha prima refleja el costo adicional que los "buenos" proyectos deben pagar para compensar las pérdidas potenciales generadas por financiar "malos" proyecto. En esta misma línea, Stiglitz y Weiss (1981) subrayan las consecuencias de las asimetrías de información sobre las restricciones al crédito dada la posibilidad de que el deudor lleve adelante un proyecto diferente al comprometido (*riesgo moral*) o proyectos de mayor riesgo (*selección adversa*), ante la posibilidad de no ser monitoreado. En ambos casos, la presencia de problemas de información puede derivar en situaciones de racionamiento de crédito, sea tanto por precio como por cantidad. Esto puede ocurrir aún cuando existan mecanismos contractuales que permitirían disminuir el costo de la asimetría de información, por ejemplo a través de intermediarios financieros.<sup>12</sup>

Por otro lado, el diferencial de costo según la fuente de financiamiento puede reflejarse en decisiones de inversión sub-óptimas y la elección de una estructura

---

<sup>11</sup>Se hace referencia a *financial distress* cuando una firma tiene dificultades para cumplir con sus obligaciones de pago de intereses o amortizaciones, siendo el caso extremo la quiebra.

<sup>12</sup>Los intermediarios se especializan en disminuir dichos costos utilizando requerimientos de garantías, relaciones durables con el cliente, centrales de historia crediticia, entre otras estrategias que pueden acercar mayor información sobre el potencial proyecto.

financiera que indica la presencia de la siguiente "jerarquía de financiamiento": i) utilizar fondos propios, o en su defecto retención de utilidades o, para reservar poder de endeudamiento, acumular activos financieros líquidos; ii) endeudarse en el mercado o a través de un intermediario bancario; iii) emitir acciones.<sup>13</sup>

Asimismo, vale la pena destacar que la severidad de las restricciones financieras puede verse afectada por aspectos macroeconómicos y/o de política económica. En efecto, en economías caracterizadas por un alto nivel de incertidumbre y volatilidad macroeconómica, los balances de las empresas pueden verse afectados dificultando el acceso al financiamiento. Esta situación podría potenciarse en los casos que los servicios financieros no están suficientemente desarrollados o diversificados. Por ejemplo, empresas que basan su financiamiento en la relación con los bancos se verían más afectadas por las crisis bancarias y/o financieras (Ver Galindo y Schiantarelli, 2002). Asimismo, la posibilidad de que las limitaciones de financiamiento afecten el desempeño de las empresas pueden, en contextos de incertidumbre y volatilidad, llevar a que las mismas auto limiten su demanda de fondos de terceros.<sup>14</sup>

En definitiva, la literatura enfatiza el rol de las asimetrías de información como una de las causas de la existencia de restricciones financieras o de "dificultades para obtener financiamiento de terceros" (Opler y otros 1999), que a su vez afectan las decisiones de inversión y la estructura de financiamiento de las empresas. En este contexto, las empresas preferirán financiar la inversión con fondos propios y acumularán fondos líquidos aún cuando los mismos representen un importante costo de oportunidad.<sup>15</sup> Esta reacción observable por parte de las empresas brinda la oportunidad de analizar empíricamente la presencia y la importancia de las mencionadas restricciones. De hecho, la literatura de restricciones financieras puede clasificarse entre aquellos estudios que analizan las decisiones de inversión y aquellos que se concentran en las decisiones de acumulación de fondos propios. En ambos casos, se espera que la severidad de las restricciones al financiamiento afecten a las empresas según el grado de asimetrías de información al que estén sujetas, donde este último tiene un componente que se relaciona con las características intrínsecas de la empresa y el tipo de negocio que lleve adelante, y otro componente explicado por el nivel de desarrollo de los servicios financieros y variables macroeconómicas que reflejen entre otras cosas el nivel de seguridad jurídica, así como la relativa incertidumbre y

---

<sup>13</sup>Para un análisis de la jerarquía de financiamiento en el caso de Argentina, ver Apreada (2001).

<sup>14</sup>Ver McCandless, G. (2005) para un modelo donde las decisiones de inversión y financiamiento son procíclicas ya que los gerentes enfrentan costos no pecuniarios en caso de quiebra de la empresa.

<sup>15</sup>La acumulación de fondos propios por parte de las empresas implica costos y beneficios, a partir de los cuales puede inferirse un nivel óptimo de fondos líquidos. El costo está dado por la menor tasa de rentabilidad de estos fondos. Los beneficios estarían dados por los ahorros en término de costos de transacción para realizar pagos o contrataciones y por la posibilidad de usar estos activos líquidos para financiar inversiones. Una versión alternativa, sin embargo, indica que lo importante es más bien el nivel óptimo de deuda neta de fondos disponibles (ver Opler y otros (1999)).

volatilidad imperante en la economía.

Por lo argumentado hasta aquí, aún empresas que tienen acceso al mercado de capitales (e incluso a financiamiento internacional), como es el caso de nuestro panel de empresas, pueden encontrarse frente a restricciones financieras que afecten su normal desenvolvimiento, especialmente en materia de inversión, condicionando la creación de valor en el largo plazo. Si se considera además la importancia que estas grandes empresas tienen para los servicios financieros en general y los bancarios en particular, el estudio, seguimiento y monitoreo de estas restricciones cobra particular relevancia e interés.

## 3.2 Principales modelos empíricos

### 3.2.1 La demanda de inversión bajo restricciones al financiamiento

La literatura que examina los efectos de las restricciones al financiamiento sobre el comportamiento de las firmas<sup>16</sup> reconoce en el trabajo de Fazzari, Hubbard y Peterson (1988) -en adelante, FHP- uno de los estudios empíricos seminales en la materia. En estos trabajos se estudia el efecto de las restricciones al financiamiento sobre la demanda de inversión de las empresas, siguiendo una especificación alternativa al enfoque adoptado tradicionalmente para modelizar empíricamente las decisiones de inversión. En particular, se supone que debido a la presencia de asimetrías de información, los fondos propios y el financiamiento de terceros no son sustitutos perfectos. Los autores parten de un modelo de base en el cual la inversión de una empresa debería ser explicada por el valor de la *Q de Tobin*. En efecto, según la teoría (Tobin 1967, Brainard y Tobin 1968), la inversión es una función creciente del cociente entre el valor de mercado de la empresa y el costo de reposición de sus activos (conocido como *Q media* o *Q de Tobin*). En un contexto de mercados eficientes, dicho cociente reúne toda la información relevante acerca de los eventos esperados y shocks futuros relacionados con la empresa, que explican los gastos de inversión (Caballero 1997).<sup>17</sup>

No obstante, en presencia de problemas de información, otros elementos entran en juego. La *Q de Tobin* requerida para inducir a que las empresas tomen financiamiento de terceros será mayor que la correspondiente al caso de información completa, debido a la presencia de un diferencial entre el costo de financiamiento de terceros y el proveniente de fondos propios (*lemons premium*).

---

<sup>16</sup>Algunos de ellos: Athey y Fazzari (1987), Devereux y Schiantarelli (1989), Fazzari y Mott (1986-7), Fazzari y Peterson (1993), Gertler y Hubbard (1989), Gertler y Gilchrist (1994), Gilchrist y Himmelberg (1995), y en particular para países en desarrollo, Athey y Laumas (1994), Hermes y Lensink (1998), Gallego y Loayza (2000), Ganesh-Kumar, Sen, y Vaidya (2001), Fanelli, Bebczuk, y Paradelli (2002), Gelos y Werner (2002).

<sup>17</sup>Como muestran Abel (1979) y Hayashi (1982) entre otros, en realidad la *Q de Tobin* relevante es la denominada *q marginal*, interpretada como el valor marginal de una unidad instalada de capital correspondiente al valor sombra del capital en el problema de optimización de la empresa. Si bien ésta no es una variable observable, bajo ciertos supuestos, la *q marginal* y la *q media* coinciden y esto permite obtener un *proxy* para las estimaciones empíricas.

Como fuera mencionado, este diferencial se incrementa con el apalancamiento, ya que la prima externa es una función inversa de la riqueza neta del prestatario al ser considerada como el colateral de la empresa. Asimismo, la severidad de las restricciones financieras se verá modificada en la medida que fluctuaciones en el ciclo económico y/o la política monetaria afecten la riqueza neta de la empresa (Bernanke y Gertler 1989, Gertler y Hubbard 1989, Bernanke et al. 1996). En definitiva, en un contexto de información asimétrica, la disponibilidad de fondos propios (usualmente definidos como el *cash flow*, es decir, por los beneficios disponibles) pasan a formar parte de los determinantes de la ecuación de inversión, cuya expresión general <sup>18</sup> para una firma  $i$  es la siguiente:

$$I_{it} = f(X)_{it} + g(CF)_{it} + u_{it} \quad (1)$$

donde  $I_t$  representa la inversión en equipamiento durante el período  $t$ ;  $X$  es un vector de variables que se supone determinan la inversión según distintas perspectivas teóricas;<sup>19</sup>  $CF$  representa el flujo de fondos propios o *cash flow* de la firma ; y  $u_t$  es un término de error.

La función  $g$  refleja la sensibilidad de la inversión a las fluctuaciones en el financiamiento interno de la empresa. Se espera entonces un coeficiente positivo como señal de la existencia de restricciones financieras, no sólo porque materializa una fuente directa sino también indirecta de financiamiento para la firma. Esto último es así ya que el *cash flow* es considerado como un proxy de la riqueza neta de una empresa, y por lo tanto, cuanto más elevado sea, mayor será el financiamiento de terceros al que pueda acceder e incluso le permitirá hacerlo a un menor costo o prima (Schiantarelli 1996).<sup>20</sup>

Aunque considerablemente extendido, el análisis acerca de la presencia y el efecto de las restricciones financieras a partir de la función de inversión enfrenta una serie de cuestionamientos. Entre ellos, la posible correlación entre el *cash flow* y la rentabilidad futura de la inversión, la ya mencionada utilización de la  $Q$  *media* como aproximación a la  $Q$  *marginal*, la correcta interpretación del coeficiente que mide la sensibilidad de la inversión a las variaciones del *cash flow* y, por último, el posible sesgo por la inferencia acerca del comportamiento de la inversión real a partir de variables netamente financieras.

<sup>18</sup>En su versión estática, que como veremos más adelante no es necesariamente la única ni la más apropiada en todos los casos. En particular si se supone costos de ajustes del stock de capital son convexos el modelo más apropiado debería incorporar el término rezagado dentro de los regresores del modelo. Ver Schiantarelli (1996) o Bundell y otros (1992).

<sup>19</sup>Usualmente la  $q$  *marginal* o algún proxy de ésta, tal como la  $q$  *media*. Asimismo, suele incluirse el crecimiento de las ventas, ya que ha mostrado ser una variable de gran robustez a nivel empírico (Chirinko 1993), dando lugar a los modelos del acelerador de ventas. La intuición básica nos dice que un aumento en las ventas señala cierta tendencia positiva de la demanda futura, incitando a las firmas a incrementar sus gastos de inversión.

<sup>20</sup>La riqueza neta (*net worth*) es definida por el autor como activos líquidos más el valor colateral de los ilíquidos (Schiantarelli 1996, pag. 72). Notese, que si bien el *cash flow* no resulta un equivalente de la riqueza neta, que implicaría una actualización de los ingresos futuros de la empresa, es hasta el momento el mejor *proxy* que se puede obtener para un gran número de firmas (Hubbard 1998, pág 203).

La primer crítica señala que la variable *cash flow*, además de representar una fuente interna de financiamiento, también puede ser un indicador de la rentabilidad futura de la firma y, por lo tanto, un coeficiente positivo podría simplemente indicar la relación positiva que existe entre las expectativas de beneficios y los gastos de inversión. En respuesta y a fin de medir adecuadamente la presencia de restricciones al financiamiento, en general se divide las empresas en dos grupos según el nivel de asimetrías de información que pueda afectar a cada uno. En principio, no habría razón alguna para pensar que la parte de la rentabilidad futura que lleva consigo la variable *cash flow* afecte de manera diferenciada a cada categoría de firmas. Así, el grupo de empresas que *a priori* se vería menos afectada por la presencia de restricciones financieras, debería mostrar una menor sensibilidad de la inversión a las variaciones del *cash flow*. Diversos criterios se han utilizado para subdividir a las empresas, entre ellos el tamaño, la política de pago de dividendos, la edad, la pertenencia a un grupo o multinacional, etc.

El segundo cuestionamiento no hace más que acentuar el precedente problema, ya que si la *Q de Tobin* mide incorrectamente las expectativas de mercado sobre la firma, la significatividad de la variable de *cash flow* en un modelo como (1) podría estar indicando el hecho que los *cash flows* contienen información respecto de la rentabilidad futura de la firma (Gomes 2001). Esto sucede cuando cuando la *Q media* no resulta ser un buen proxy de la *Q marginal*, ya que se violan los los supuestos necesarios para validar dicha equivalencia (Chirinko 1993, pág. 1888). En efecto, no sólo las expectativas del mercado pueden no coincidir con las de los gerentes de las empresas (que toman las decisiones de inversión con un mayor nivel de información sobre la empresa), sino que además los mercados financieros suelen estar sujetos a burbujas especulativas, experimentado una fuerte volatilidad en los precios de los activos, que difícilmente se correspondan con el valor de mercado de la firma (Schiantarelli 1996, pág. 74). Como alternativa, puede utilizarse alguna definición del *cash flow* que no presente tal inconveniente, o una variable como el nivel de activos líquidos (Opler, 1999), que por tratarse de una variable *stock* no estaría correlacionada con la rentabilidad futura. O incluso, se pueden buscar medidas alternativas de las rentabilidad esperada de la firma, como el incremento en las ventas, variable que ha sido ampliamente utilizada en la literatura empírica (Fazzari and Mott 1986-7, Athey and Fazzari 1987, FHP 1988, Ganesh-Kumar, Sen, and Vaidya 2001).

En relación a la interpretación del coeficiente de *cash flow*, FHP (2000) muestran que bajo condiciones generales el valor de este coeficiente es una medida correcta y monótonica del nivel de restricciones financieras enfrentadas por las empresas. No obstante, esto ha sido cuestionados por Kaplan y Zingales (1997) desde el punto de vista teórico, para quienes este supuesto no se sostiene con funciones de producción razonables (ciertas funciones monótonas crecientes y cóncavas, por ejemplo) cuando se consideran funciones de costo cuadráticas. Al

respecto, FHP (2000) enfatizan que esta crítica pierde sustento en la medida que la división entre grupos de empresas más o menos restringidas se realice de manera adecuada y bajo supuestos plausibles y generales: si se asegura que las empresas del grupo restringido enfrentan un costo mayor y creciente al financiamiento externo con respecto al grupo de control, las condiciones de monotonicidad se vuelven más robustas. De hecho, la gran mayoría de trabajos empíricos, realizados para diversos países y diferentes tipos de empresas, parecen corroborar el hallazgo de que las empresas que *a priori* enfrentan mayores restricciones financieras presentan una mayor sensibilidad de la inversión a la disponibilidad de fondos propios. Aunque existen estudios que llegan a conclusiones diferentes (Kadapakkan y otros 1998) y convalidan de cierta manera la controversia antes mencionada.

Por último, hay autores que enfatizan que la utilización de variables netamente financieras para explicar una variable real (inversión) pueden implicar cierto sesgo de los resultados. Este argumento tiene en cuenta que, en presencia de asimetrías de información, el contenido informacional de las variables financieras acerca del desempeño futuro de la inversión podría dificultar la contrastación empírica. Este argumento se relaciona de manera directa con los dos primeros argumentos previamente mencionados.

Claramente, las cuestiones desarrolladas y las controversias que se encuentran en la literatura al respecto, hacen que la utilización de la función de inversión, como una especificación robusta para detectar y medir adecuadamente restricciones financieras, se resume en una cuestión empírica dependiente de las condiciones del ejercicio particular. Debe considerarse entonces, la especificación utilizada, las herramientas econométricas, así como el tipo de empresas analizadas y las condiciones imperantes en el sistema financiero. Asimismo, vale la pena explorar enfoques alternativos que se han propuesto recientemente con el objeto de superar algunas críticas enumeradas aquí, en particular aquellos que formalizan las decisiones exclusivamente financieras de la firma.

### **3.2.2 Las decisiones financieras bajo restricciones al financiamiento**

En la medida en que las empresas enfrenten restricciones financieras, éstas pueden afectar otras decisiones además de las referidas a la inversión. En efecto, el uso y la aplicación de los fondos generados por la empresa puede brindar información acerca de las restricciones enfrentadas, si se tiene en cuenta que las empresas pueden asignar los mismos a usos alternativos tales como la inversión real, el financiamiento del capital de trabajo, la distribución de dividendos, el repago de deudas y/o a la acumulación de activos líquidos. Las decisiones simultáneas en torno a la estructura de financiamiento, así como el uso y la aplicación de fondos propios, pueden ser utilizadas como mecanismos para analizar la presencia de restricciones al financiamiento. En el presente trabajo se analiza, en un enfoque de ecuaciones simultáneas, la significatividad de la disponibili-

dad de fondos propios para sus diversos usos, en base a la literatura de manejo óptimo de los activos líquidos.

El vínculo entre las restricciones financieras que enfrentan las empresas y sus decisiones óptimas en materia de activos líquidos, ha sido enfatizado recientemente como un enfoque alternativo al de FHP por Almeida, Campello y Weisbach (2003) -de ahora en más ACW.<sup>21</sup> Las empresas que enfrentan restricciones al financiamiento presentarían una tendencia a acumular activos líquidos (*cash holdings*) a partir de los flujos de fondos propios (*cash flow*). La acumulación de activos líquidos tiene un costo de oportunidad directo, e incluso puede significar dejar de lado oportunidades valiosas de inversión. Las empresas estarían dispuestas a incurrir en dichos costos si la tenencia de activos líquidos les permite afrontar inversiones de mayor rentabilidad en un futuro. Por el contrario, aquellas empresas no restringidas podrán financiar cualquier oportunidad de inversión con fondos de terceros, siendo innecesaria la acumulación de fondos de propios.

La presencia de restricciones financieras debería entonces verse reflejada en una propensión por parte de las empresas a ahorrar fondos líquidos (*cash holdings*) sobre sus ingresos de fondos propios (*cash flows*), referida por los autores como "sensibilidad del *cash* al *cash flow*" (ACW, pág.2). En una ecuación de stock de activos líquidos (*cash holdings*), esto se traduciría en la significatividad del coeficiente correspondiente al *cash flow*. Por el contrario, empresas que no se encuentren restringidas no deberían mostrar ningún comportamiento sistemático en la administración de su liquidez en relación con su *cash flow*. En la especificación básica que presentan los autores sólo se incluyen las variables que capturan los fundamentos del modelo, es decir, las innovaciones sobre el *cash flow* y las oportunidades de inversión:

$$\Delta Cashholdings_{i,t} = f(X)_{it} + g(CF)_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

donde *Cash holdings* indica alguna medida de las tenencias de activos líquidos transables en mercados; *Cash Flow (CF)* indica el flujo de fondos propios; *X* incluye entre otras variables a la *Q media* que intenta capturar cuán atractivas son las oportunidades de inversión futuras, y el *tamaño*, incluido para tener en cuenta las economías de escala en la administración de activos líquidos;  $\mu_{it}$  captura los errores. El coeficiente correspondiente a la función *g* en la ecuación anterior indicaría la mencionada *sensibilidad*.<sup>22</sup> Los autores consideran, asimismo, una extensión en la que tienen en cuenta los usos alternativos que puede tener

<sup>21</sup>El análisis de las decisiones de acumulación óptima de activos líquidos por motivos transaccionales y precautorios, fue analizado previamente por diversos autores, por ejemplo en Opler y otros (1999).

<sup>22</sup>Los autores consideran, asimismo, una extensión en la que tienen en cuenta los usos alternativos que puede tener las variaciones del *cash flow*; incluyendo en la ecuación a estimar variables como los gastos de capital y las adquisiciones de la empresa, el capital de trabajo neto (excluido el *cash*), la deuda de corto plazo (cuya variación en el tiempo puede también ser un sustituto del *cash*). Al controlar entonces por los usos alternativos de los fondos, deberían esperarse coeficientes para el *cash flow* más elevados que en la versión previa de la ecuación.

las variaciones del *cash flow*; incluyendo en la ecuación a estimar variables como los gastos de capital y las adquisiciones de la empresa, el capital de trabajo neto (excluido el *cash*), la deuda de corto plazo (cuya variación en el tiempo puede también ser un sustituto del *cash*). Al controlar entonces por los usos alternativos de los fondos, deberían esperarse modificaciones en los coeficientes para el *cash flow* respecto a la versión previa de la ecuación.

Este enfoque presenta algunas ventajas que lo hacen atractivo, ya que utiliza una variable *financiera* (en contraposición de una *real*) como endógena evitando potenciales problemas en la estimación, que estaban presente en la metodología basada en la función de inversión. En efecto se trata de los problemas enunciados previamente: la imposibilidad de medir correctamente la *Q marginal*, el potencial sesgo por la relación entre *cash flow* e inversión, y en general el posible sesgo resultante del contenido informacional de las variables financieras respecto al futuro y su correlación con el gasto de inversión real. La implementación de este modelo se realiza de manera similar al enfoque de la función de inversión, ya que se divide a las empresas por grupos de acuerdo al nivel de asimetría de información que afectan a las mismas.

Debe tenerse en cuenta que las decisiones acerca del uso y aplicación de fondos propios por parte de las empresas, se relacionan tanto con aspectos transaccionales como precautorios (especialmente en presencia de asimetrías de información) y se realizan en general de manera simultánea, ya que involucran decisiones alternativas acerca del uso de un determinado ingreso. En tal sentido, Acharya, Almeida y Campello (2005) -de ahora en adelante, AAC- profundizan el trabajo de ACW analizando el rol de las tenencias de activos líquidos como una suerte de deuda negativa (Jensen y Meckling (1976)). Es decir, en el caso que la firma se encuentre financieramente restringida preferirá ahorrar en activos líquidos (*cash holdings*) para hacer frente a futuras oportunidades de inversión, en lugar de reducir el monto de su deuda. Por el contrario, si la firma no posee racionamiento alguno en el acceso al financiamiento, optará por cancelar deuda (para no seguir pagando los intereses correspondientes a la misma), ya que si en un futuro necesita fondos para un determinado proyecto de inversión podrá recurrir sin problemas al mercado financiero. En definitiva, el enfoque no hace más que ampliar el alcance del modelo de inversión y de tenencia de activos líquidos mencionados anteriormente, enriqueciendo los mismos al considerar la simultaneidad de las decisiones involucradas.

El presente estudio agrega una innovación en tal sentido, ya que incluye un análisis con ecuaciones simultáneas de un sistema conformado por una función de inversión, una ecuación de tenencia de activos líquidos, una ecuación de capital de trabajo y una ecuación de deuda, que en todos los casos incluye como variable explicativa, además de los determinantes usuales de cada una de ellas, la disponibilidad de fondos propios o *cash flow*.

## 4 Metodología

### 4.1 Criterios de agrupamiento de firmas para el análisis comparativo de las restricciones al financiamiento

Para el análisis comparativo de la incidencia diferencial (por tipo de firma) de las restricciones al financiamiento en la muestra examinada, se utilizan tres estrategias de agrupamiento alternativas:

1. Según el tamaño de las firmas,
2. Según la política de pago de dividendos y
3. Según el grado de competencia externa que enfrenta el sector (de actividad) de pertenencia

Se espera que las firmas que enfrentarán mayores restricciones al financiamiento sean las de menor tamaño, las que pagan menores dividendos y aquellas que pertenecen a los sectores *transables*. Los primeros dos criterios de división son aquellos mayormente utilizados en la literatura empírica.

El primer criterio toma los tres mayores (menores) deciles en la distribución de tamaño (calculado a partir del logaritmo de los activos totales al final del período) y las clasifica como grandes (pequeñas). Las empresas grandes se suponen a priori sujetas a menores niveles de asimetrías de información y menor incertidumbre frente a los ingresos futuros.

El segundo sólo considera los tres deciles de la parte superior de la distribución del pago de dividendos, ya que como se mencionó previamente, la mayor parte de las firmas no distribuyen las utilidades. En este caso, los datos provenientes de las empresas que distribuyen mayores dividendos se los compara con los datos provenientes del total de la muestra restante. Se supone que aquellas firmas que posean un mejor acceso al sistema financiero, dependerán menos de la fuente interna de financiamiento (beneficios pasados), requiriendo por ende una menor utilización de las utilidades retenidas para el financiamiento de sus gastos de inversión. Por esta razón, tendrían una mayor libertad para distribuir dividendos.

Por último, la subdivisión entre transables y no transables se realiza a partir del producto comercializado por la empresa, concentrando básicamente dentro de los primeros a los bienes agropecuarios y al sector manufacturero, y dentro del segundo grupo a la construcción y a aquellos sectores que brindan servicios reales.<sup>23</sup> Este último criterio es más específico al contexto que atravesó la economía Argentina durante el período analizado, principalmente en relación a

---

<sup>23</sup>Si bien otros trabajos han propuesto criterios más complejos para la subdivisión entre *transables* y no *transables* (como ser la proporción de exportaciones sobre ventas del sector en comparación a la del total de la muestra, o el tipo de cambio sectorial -Tornell & Westermann (2002) página 42-, lo cierto es que la identificación de los sectores resta inalterada, al menos para la Argentina.

la rápida apertura comercial y la fuerte apreciación cambiaria durante los años noventa (si bien esta situación se revierte con posterioridad a la crisis de finales de 2001). En un marco de creciente competencia internacional, la evolución de precios relativos en favor de los sectores no transables tiene un impacto negativo sobre los beneficios presentes y esperados de las firmas pertenecientes a los sectores transables, con un efecto directo sobre sus balances. En consecuencia, el financiamiento de la inversión en activos fijos se verá restringido, tanto directamente por la reducción de los fondos propios como indirectamente por la mayor dificultad en el acceso al financiamiento de terceros.<sup>24</sup>

Utilizando estos criterios de agrupamiento y los distintos modelos econométricos que se describen a continuación, se evalúa la intensidad relativa de las restricciones al financiamiento entre diversos grupos de empresas, no solamente para desarrollar un análisis comparativo de los resultados, sino también para obtener una medida adicional de robustez relativa para los distintos modelos examinados. El hecho de que los grupos construidos representen a empresas que teóricamente deberían enfrentar distintos niveles de restricciones al financiamiento, permitirá establecer qué tipo de modelo (según el grado de concordancia con las intuiciones teóricas) es el más apropiado para reflejar la incidencia, la intensidad y la evolución de las restricciones financieras en Argentina.

## 4.2 Estimación de la ecuación de inversión

En la sección previa se presento la ecuación (1) como la forma funcional básica para estimar la incidencia de las restricciones financieras utilizada en la mayoría de los estudios empíricos. Reemplazando en dicha ecuación las formas funcionales implícitas por relaciones lineales explícitas, y asumiendo por el momento que el vector  $X$  de variables de control se compone exclusivamente por la  $Q$  de Tobin, se obtiene:

$$\begin{aligned} (I/K)_{it} &= \mu_0 + \mu_1 Q_{it} + \mu_2 (CF/K)_{it} + u_{it} & (1^a) \\ i &= 1, \dots, N \quad (\text{unidades de corte transversal}) \\ t &= 1, \dots, T \quad (\text{observaciones de serie de tiempo}) \end{aligned}$$

donde  $(I/K)_{it}$  es la tasa de inversión de la empresa  $i$  en el período  $t$  (calculada como variación del activo no corriente más depreciaciones, dividido por el activo no corriente en  $t-1$ ),  $\mu_0$  es la constante del modelo,  $Q_{it}$  es el valor calculado para la  $Q$  de Tobin de la empresa  $i$  en  $t$ ,  $(CF/K)_{it}$  es el beneficio después de intereses, amortizaciones e impuestos de la empresa  $i$  en  $t$  (normalizado por el stock de capital en  $t-1$ ),  $u_{it}$  es un componente aleatorio con media cero y varianza  $\sigma_u$ ,

<sup>24</sup>Un primer sustento a dicha intuición se encuentra al observar la distribución del crédito por parte del sector bancario en Argentina: los sectores no *transables* (servicios, comercio, construcción, etc) representan un 63% del crédito al sector privado en el año 2001, cuando esta proporción era de 52% una década atrás (fuente BCRA). Ver Español (2005).

mientras que  $\mu_1$  y  $\mu_2$  son los coeficientes de regresión que determinan el impacto de los regresores independientes sobre la tasa de inversión.

Como fuera mencionado en la revisión bibliográfica, existen diversas críticas en torno a la utilización de este sencillo modelo como marco analítico para la identificación del alcance y la magnitud de las restricciones al financiamiento. Es por ello que en el presente estudio se implementan una serie de correcciones metodológicas.

En primer lugar es necesario reducir el sesgo potencial del coeficiente de interés ( $\mu_2$ ) incorporando un conjunto de regresores que ayuden a minimizar la fracción del sesgo debida a la existencia de variables omitidas. Gran parte de este sesgo se debe a la ausencia de variables de control que permitan capturar apropiadamente las expectativas de rentabilidad futura de la empresa (habida cuenta de las posibles limitaciones derivadas de la aproximación utilizada a la *Q de Tobin* al respecto). Para ello se incluyen en la estimación dos variables que se encuentran teórica y empíricamente relacionadas con la dinámica de los beneficios:

- Tasa de crecimiento inter-anual de las ventas ( $GS_{it}$ ) y
- Promedio bi-anual de los beneficios antes de impuestos, intereses y depreciaciones ( $(\overline{CF_b/K})_{it}$ , estimado para cada momento del tiempo como un promedio de los datos observados entre el trimestre  $t - 1$  y el trimestre  $t - 8$ )

Por otra parte, resulta evidente (al menos desde una perspectiva keynesiana) que la especificación apropiada para cualquier modelo de inversión debería incluir al conjunto de factores macroeconómicos que influyen sobre la demanda de bienes de capital. Es por ello que incluimos como segundo grupo de regresores a una serie de variables indicatrices temporales que permitirán capturar, para cada momento del tiempo, el impacto de los efectos agregados relevantes para el proceso de inversión ( $Year_{jt}$ , con  $j \in [1, 15]$ <sup>25</sup>).

Finalmente, se incorporan tres regresores adicionales que tendrían alguna influencia en las decisiones de inversión (y que podrían tener cierta colinealidad con nuestra principal variable de interés).

- El *apalancamiento* de la empresa<sup>26</sup> ( $D_{it}$ ),
- El costo del financiamiento por acciones ( $COE_{it}$ , obtenido de Grandes y otros, 2005) y
- La tasa de interés implícita de la deuda (intereses pagados en  $t$  sobre pasivo total en  $t - 1$ ,  $IInt_{it}$ )

<sup>25</sup>En la nomenclatura de las variables dummies "Year", Year1 representa a 1990, mientras que "Year15" es para el año 2004.

<sup>26</sup>Para ser más preciso, no se trata del *apalancamiento* o "*leverage*" sino de *Pasivo total / Activo no corriente*, ya que se utiliza a *Activo no corriente* como variable *proxy* de capital con la cual se normalizan todas las variables que debían ser estandarizadas.

Las empresas con alto nivel de endeudamiento pueden decidir no invertir hasta tanto no dispongan de capital propio para ello, no necesariamente por encontrarse racionadas<sup>27</sup> sino por decisiones financieras inherentes a la estructura óptima de financiamiento de la firma. De esta manera, el nivel de endeudamiento no solo afectaría a la tasa de inversión sino también a la relación entre la misma y los beneficios de la empresa. Las restantes variables representan al costo de las distintas fuentes alternativas (al capital propio) de financiamiento. El impacto de las mismas sobre la inversión es (al menos desde el punto de vista teórico) sumamente intuitivo: a medida que aumenta el costo de las fuentes alternativas de financiamiento, la inversión se reduce al depender crecientemente del capital propio (beneficios retenidos).

Nótese que al omitir estas variables de control (en el caso de que las mismas fuesen significativas para explicar la dinámica de la inversión) tendríamos un sesgo significativo en nuestro parámetro de interés, cuya magnitud y signo dependería del coeficiente de correlación de dichas variables con los beneficios después de impuestos, intereses y amortizaciones. Si esta correlación es positiva, tendríamos una sobre-estimación de  $\mu_2$  que llevaría a concluir en favor de la existencia de restricciones al financiamiento cuando lo que existe en realidad es una decisión óptima de la empresa de no demandar financiamiento a terceros debido a que, por ejemplo, el costo de tal financiamiento es muy elevado.<sup>28</sup> De esta manera, el modelo extendido sería

$$(I/K)_{it} = \mu_0 + \mu_1 Q_{it} + \mu_2 (CF/K)_{it} + \mu_3 GS_{it} + \mu_4 \overline{(CF_b/K)}_{it} + \dots \quad (3)$$

$$\dots + \mu_5 D_{it} + \mu_6 COE_{it} + \mu_7 Int_{it} + \sum_{i=1}^j \mu_{(7+i)} Year_{jt} + u_{it},$$

#### 4.2.1 Heterogeneidad individual no observable (HINO)

Al incorporar nuevas variables de control, el problema de sesgo derivado de la presencia de variables omitidas se reduce pero no deja de ser relevante. Pese a ello, la consistencia de las estimaciones puede mejorarse sustancialmente asumiendo que la heterogeneidad individual no observable (HINO) responde mayoritariamente a la presencia de efectos individuales específicos por unidad de corte transversal (pero constantes a lo largo del tiempo<sup>29</sup>). Existen al menos tres procedimientos alternativos para controlar los resultados por la presencia de efectos individuales específicos:

<sup>27</sup>De la evidencia empírica no resulta evidente que un mayor nivel de "leverage" reduzca sistemáticamente la capacidad de endeudamiento de la empresa (ver Fanelli y otros, 2002).

<sup>28</sup>Es importante aclarar que, *stricto sensu*, solamente existe racionamiento de crédito cuando la empresa no es capaz de conseguir financiamiento de terceros aún cuando estaría dispuesta a pagar la tasa solicitada por el préstamo (Stiglitz y Weiss, 1981). En otras palabras, es la discriminación por cantidades y no por precios la que determina la existencia de racionamiento de crédito.

<sup>29</sup>Ver Baltagi (1995).

1. Utilizar el estimador de efectos fijos ( $FE$ ,  $EF$  o  $LSDV$ ),
2. Trabajar con el modelo en primeras diferencias ( $FD$  o  $PD$ ) o
3. Asumir que la HINO puede modelarse como si fuese el resultado de la presencia de efectos aleatorios  $RE$  o  $EA$ ).

Cada una de las alternativas puede verse como un proceso de estimación en dos etapas. Inicialmente se transforman las variables involucradas y luego se estiman los coeficientes de interés aplicando mínimos cuadrados ordinarios al modelo transformado. En el caso del estimador de efectos fijos, la transformación correspondiente consiste en sustraerle a cada variable su media intertemporal (para cada unidad de corte transversal), mientras que en el modelo en primeras diferencias hay que restarle el valor de la misma variable en el período anterior. Por su parte, la transformación apropiada para el modelo de efectos aleatorios consiste en restarle a cada una de las variables una proporción de su media intertemporal (por unidad de corte transversal), que estará determinanda por la composición de la varianza total de los residuos (cuyos componentes serán la varianza de las innovaciones y la varianza del efecto individual). Para comprender mejor las diferencias involucradas puede resultar conveniente recordar los aspectos formales de cada alternativa, los cuáles se desarrollan en el Anexo.

De las distintas alternativas de transformación que permiten controlar la presencia de HINO, debe examinarse cuál de ellas resulta más apropiada para nuestra investigación. El estimador de primeras diferencias es muy similar al de efecto fijos.<sup>30</sup> Es por ello que en la mayoría de las estimaciones a desarrollar no se utiliza el operador primeras diferencias como factor de transformación. La elección entre efectos fijos y efectos aleatorios depende del supuesto que se realice respecto a la correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas [ $E(\alpha_i X_{it})$ ]. Si aceptamos la hipótesis del modelo de efectos aleatorios (es decir  $E(\alpha_i X_{it}) = 0$ : efectos individuales no correlacionados con las variables explicativas) el estimador  $\widehat{\beta}_{ea}$  es el mejor estimador lineal insesgado para nuestro modelo. Por el contrario, si  $E(\alpha_i X_{it}) \neq 0$ ,  $\widehat{\beta}_{ea}$  deja de ser consistente llevándonos a optar por  $\widehat{\beta}_{ef}$ , cuya consistencia no depende del valor de  $E(\alpha_i X_{it})$ . A los efectos de evaluar empíricamente cuál de las hipótesis es más apropiada, utilizaremos cuidadosamente el tradicional test de Hausman (1978) para efectos fijos versus efectos aleatorios.<sup>31</sup>

<sup>30</sup>De hecho, para  $T = 2$  se obtienen que  $\widehat{\beta}_{pd} \equiv \widehat{\beta}_{ef}$ . Para cualquier  $T > 2$ , el estimador  $\widehat{\beta}_{ef}$  es normalmente más eficiente que  $\widehat{\beta}_{pd}$ , salvo en el caso particular de una estructura de errores fuertemente autorregresiva (ver Baltagi, 1995).

<sup>31</sup>El adverbio "cuidadosamente" responde al hecho de que el test de Hausman puede tener ciertos problemas de carácter operativo. En algunos softwares econométricos (como el Stata<sup>TM</sup>), el estadístico  $m$  del test de Hausman no es robusto a transformaciones lineales de las variables independientes. El resultado del mismo se modifica sustancialmente según se expresen las variables explicativas en órdenes similares o muy diferentes al de la variable dependiente. El inconveniente radica en que, a medida que se reduce la unidad de medida de las variables independientes (pasando por ejemplo de millones de pesos a pesos), los coeficientes

#### 4.2.2 Autocorrelación y heterocedasticidad

Hasta el momento se ha asumido que los errores de las distintas especificaciones no se encuentran serialmente correlacionados. Según Baltagi (1995, pp. 81), este supuesto no parecería ser particularmente apropiado para el análisis de los determinantes de la inversión, habida cuenta de la persistencia de los shocks que afectan a dicha variable (por la propia persistencia de la innovaciones o por la existencia de variables omitidas fuertemente autocorrelacionadas<sup>32</sup>).

De la misma manera, los estimadores previamente discutidos asumen que la varianza de las innovaciones del modelo de inversión son independientes de las unidades de corte transversal, algo que puede ser justificable para una muestra aleatoria de  $N$  individuos (con  $N$  lo suficientemente grande), pero que no pareciera ser una hipótesis razonable para la muestra bajo análisis (en la cual las unidades de corte transversal representan a firmas que enfrentan shocks de diversa magnitud y que no fueron seleccionadas de manera aleatoria). Si estos supuestos no son apropiados (algo que se verifica empíricamente utilizando los test de Wald para correlación serial y heterocedasticidad<sup>33</sup>), los estimadores  $\widehat{\beta}_{ef}$ ,  $\widehat{\beta}_{pd}$  y  $\widehat{\beta}_{ea}$  siguen siendo consistentes pero dejan de ser eficientes, incorporando adicionalmente un sesgo significativo en el intervalo de confianza de los coeficientes (ver Kennedy, 1994).

Para controlar los problemas derivados de la autocorrelación de los errores, uno de los métodos más sencillos consiste en utilizar el estimador de efectos fijos corregido por correlación serial ( $FE - AR$ ), cuyas particularidades se describen en el Anexo.

Por su parte, la corrección por heterocedasticidad puede tomar diversas especificaciones (dependiendo de que la heterocedasticidad se de en los efectos individuales o en las innovaciones del modelo), de las cuales utilizaremos la proveniente del trabajo de Mazodier y Trognon (1978).<sup>34</sup>

---

de regresión disminuyen proporcionalmente (pasando por ejemplo de 0.4 a 0.0000004) al igual que sus desvíos estándar. Luego, al querer estimar la varianza de los coeficientes (intentando elevar al cuadrado los desvíos estándar de los coeficientes) o al querer elevar al cuadrado la diferencia entre los coeficientes obtenidos a partir de distintos estimadores, el número de decimales con los cuales debe trabajarse puede volverse inmanejable (dadas las limitaciones del software). En estos casos, el programa elimina la variable en cuestión y prosigue incluyendo en el cálculo del estadístico  $m$  solamente aquellas variables para las cuales es posible estimar la varianza de los coeficientes (y el cuadrado de las diferencias inter-estimador). Para evitar este inconveniente, utilizaremos variables explicativas expresadas en el mismo orden que la variable dependiente, de manera que los desvíos estándar de los coeficientes no sean extremadamente pequeños.

<sup>32</sup>Como pudiera ser el caso de la  $Q$  marginal (que no puede ser observada).

<sup>33</sup>Para examinar la presencia de correlación serial en el término de error utilizamos el procedimiento propuesto por Wooldridge (2002) y Drukker (2003). Aún cuando existe un procedimiento más robusto (desarrollado por Bera *y otros*, 2001) para examinar la presencia de autocorrelación serial (especialmente para modelos mal especificados que asumen erróneamente la ausencia de efectos aleatorios para testear la existencia de correlación serial), la aplicación del mismo se circunscribe principalmente al caso de paneles balanceados, limitando sustancialmente su aplicación a nuestra base de datos.

<sup>34</sup>Para mayor detalle ver el Anexo.

### 4.2.3 ¿Modelos estáticos o dinámicos?

Un aspecto metodológico adicional se relaciona con la especificación estática o dinámica de la ecuación de inversión. Si se supone que los costos de ajuste (del stock de capital) son convexos, el modelo más apropiado debería incorporar el rezago de la variable dependiente entre los regresores del modelo (transformando el mismo en una ecuación dinámica<sup>35</sup>). Por el contrario, si los costos de ajustes son lineales o no significativos, la especificación estática de la ecuación (3) sigue siendo la más apropiada. El problema metodológico en torno a esta distinción, atañe no solamente a los regresores que deben incluirse del lado derecho de la ecuación, sino también al método de estimación a utilizar. Si se utiliza una especificación dinámica de la función de inversión, como por ejemplo:

$$y_{it} = \gamma y_{it-1} + \alpha_i^* + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (4)$$

el estimador  $\widehat{\beta}_{ef}$  (al igual que  $\widehat{\beta}_{ea}$  si se asumen efectos aleatorios) solo será consistente cuando  $T$  tiende a infinito (con la condición adicional de  $E(\alpha_i X_{it}) = 0$  para el caso de  $\widehat{\beta}_{ea}$ ). Para paneles estándar ( $N$  grande y  $T$  pequeño), el sesgo de estos estimadores será del orden  $O(N^{-1}T^{-3/2})$ <sup>36</sup>, debido a la correlación de  $y_{it-1}$  con el error de la ecuación transformada. En efecto, nótese que luego de multiplicar (4) por la matriz  $Q$ , se obtiene en notación vectorial que

$$Qy_i = QLy_i\gamma + QX_i\beta + Qu_i \quad (5)$$

donde  $L$  es el operador rezago, de manera que cada vector  $Ly_i$  incluye a la serie con los primeros rezagos (para cada momento del tiempo) de  $y_i$ .

Debido a la transformación del estimador de efectos fijos (la multiplicación del modelo original por  $Q$ ), los errores del modelo transformado pueden reexpresarse como  $\tilde{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_{it}$ , donde  $\bar{u}_i = \sum_{t=1}^{T_i} u_{it}/T_i$  es la media intertemporal (por unidad de corte transversal) de los errores del modelo original. Sabiendo luego que  $y_{it-1}$  está correlacionado con  $u_{it-1}$  y que  $\bar{u}_{it}$  contiene a  $u_{it-1}$  por construcción, se deriva naturalmente que  $y_{it-1}$  (al igual el vector transformado  $QLy_i$ ) estará correlacionado con  $\bar{u}_{it}$  y, a través de él, con  $\tilde{u}_{it}$ .

La correlación existente entre el rezago de la variable dependiente y los errores del modelo transformado determina un sesgo "dinámico" que puede evitarse trabajando con (al menos) dos estimadores alternativos:

1. Estimador de efectos fijos corregido por sesgo ( $FE-BC$ , de Kiviet (1995), extendido por Bruno (2005), para el caso de paneles no balanceados), o

<sup>35</sup>Para examinar con mayor detalle la relación entre la forma funcional de los costos de ajustes del stock de capital y la dinámica de la función de inversión, ver Schiantarelli (1996). Para analizar los resultados de una aplicación empírica de modelos dinámicos para funciones de inversión, ver Blundell y otros (1992).

<sup>36</sup>Ver Kiviet (1995).

2. Método de momentos generalizados (*GMM – FD*, de Arellano y Bond (1991), extendido por Blundell y Bond (1998) -*GMM – SYS*-, para el caso de modelos dinámicos con series persistentes).

En la literatura existente, el método de momentos generalizados es el más corriente, no solamente por la relativa novedad del estimador *FE – BC*, sino también por el hecho de ser robusto a la utilización de regresores potencialmente endógenos (siempre que los mismos se instrumentalicen de manera apropiada con regresores exógenos adicionales o instrumentos internos "*GMM style*").

El estimador *GMM – FD* consiste en trabajar con el modelo en primeras diferencias e instrumentalizar las variables endógenas o predeterminadas con todos aquellos instrumentos disponibles según las condiciones de ortogonalidad requeridas para cada momento del tiempo.

Para corregir la debilidad de los instrumentos en el caso de series persistentes, Blundell y Bond (1998) desarrollaron el estimador *GMM – SYS* que consiste en complementar el método previamente examinado con una regresión en niveles (que se instrumenta con las diferencias rezagadas de las variables correspondientes).<sup>37</sup>

Alternativamente, el sesgo por endogeneidad derivado de la especificación dinámica del modelo de inversión puede solucionarse utilizando el estimador *FE – BC*. Siguiendo a Kiviet (1995), sabemos que el estimador *FE* estándar de  $\delta$  tiene un sesgo asintótico, que tiende a desaparecer cuando  $T \rightarrow \infty$ . Si las variables independientes no se encuentran correlacionadas con el término de error, se pueden obtener parámetros consistentes y eficientes utilizando el estimador *FE – BC* si se corrige el sesgo del estimador *FE* utilizando algunas de las expresiones teóricas que se describen en la siguiente nota al pie.<sup>38</sup>

#### 4.2.4 Endogeneidad derivada del control por HINO

Aún cuando se utilice un modelo estático de inversión, las transformaciones de los estimadores *FE* y *RE* introducen un sesgo similar al recientemente examinado para el caso del modelo dinámico. En esta oportunidad, el inconveniente radica en que parte de los regresores utilizados en el modelo de inversión no son

<sup>37</sup>Un análisis más pormenorizado de ambos estimadores se desarrolla en el anexo.

<sup>38</sup>Cuando se asume que los errores siguen una distribución normal el "sesgo dinámico" está dado por la siguiente expresión:

$$p \lim_{N \rightarrow \infty} (\hat{\delta}_{fe} - \delta) = -\frac{1+\delta}{T-1} \left( 1 - \frac{1}{T} \frac{1-\delta^T}{1-\delta} \right) \left\{ 1 - \frac{2\delta}{(1-\delta)(T-1)} \left[ 1 - \frac{1-\delta^T}{T(1-\delta)} \right] \right\}^{-1}$$

Recientemente, Bun y Kiviet (2003) han derivado expresiones más precisas, en tanto que Bruno (2005) obtiene el factor de corrección apropiado para eliminar el sesgo del estimador *FE* cuando la muestra es pequeña y el panel es no balanceado como el utilizado en el presente estudio.

estrictamente exógenos sino predeterminados. Al restarle a cada observación su media o pseudo media (según se utilice estimador  $FE$  o el  $RE$ ) intertemporal (por unidad de corte transversal), los errores del modelo transformado incluyen información respecto del pasado de los errores del modelo original. Para el caso de las variables predeterminadas tendremos entonces que  $E(x_{it}, u_{it}) = 0$ , pero  $E(x_{it}, u_{it-s}) \neq 0$  para algún  $s$  particular, dependiendo del patrón temporal de la predeterminación.

Para este problema, existen al menos 5 soluciones alternativas:

1. Instrumentalizar las variables predeterminadas con regresores externos estrictamente exógenos (aplicando el estimador  $IV - FE$ <sup>39</sup>, que resulta consistente y más eficiente que el estimador  $IV - FD$ <sup>40</sup>),
2. Trabajar con el procedimiento de Ebbes (2004), conocido como método de "variables instrumentales latentes",
3. Utilizar el estimador  $IV - FD$ , que es menos eficiente que el estimador  $IV - FE$  pero incluye entre los instrumentos válidos a los rezagos de las variables predeterminadas que cumplan con las condiciones de ortogonalidad (*a la* Anderson y Hsiao, 1981),
4. Obtener alguna variable estrictamente exógena que puede reemplazar a la variable predeterminada sin modificar sustancialmente la interpretación teórica del coeficiente asociado, y
5. Examinar las restricciones financieras desde un contexto teórico alternativo.

Como se aprecia sistemáticamente en la literatura (y se refleja fielmente en la popularidad de los estimadores que utilizan instrumentos internos como el método  $GMM$ ), la instrumentación de las variables endógenas o predeterminadas del modelo no resulta una tarea sencilla. Encontrar instrumentos no correlacionados con los errores del modelo, que expliquen al mismo tiempo una parte sustantiva de la varianza del regresor endógeno o predeterminado, siempre ha sido un ejercicio particularmente difícil.<sup>41</sup> La mayoría de los investigadores focaliza su atención en la validez de los instrumentos, sin remarcar con el mismo énfasis que la utilización de instrumentos débiles no solamente reduce la precisión de los resultados, sino que también puede generar estimaciones inconsistentes y con mayor sesgo que las que se derivan del método  $OLS$  (mínimos cuadrados ordinarios).<sup>42</sup>

La primera de las soluciones propuestas parece particularmente inapropiada para el modelo de inversión incluido en el presente estudio ya que (casi)

<sup>39</sup> Estimador de efectos fijos con variables instrumentales.

<sup>40</sup> Estimador de primeras diferencias con variables instrumentales.

<sup>41</sup> Ver Wooldridge (2002), Stock, Wright y Yogo (2002) o Hahn y Hausman (2003).

<sup>42</sup> Ver Bound, Jaeger y Baker (1995).

ninguna de las variables disponibles en la base de datos (esencialmente variables provenientes de los balances de las distintas empresas) es completamente independiente de los rezagos de la variable dependiente. Para cualquier empresa, la variación en el stock de capital fijo influye (aún con cierto retardo) sobre el conjunto de variables (y decisiones) de la firma, limitando sensiblemente el número de instrumentos válidos que pueden encontrarse por fuera del modelo. Por su parte, el método de variables instrumentales latentes parecería más apropiado, ya que permite obtener estimaciones que controlan el sesgo por endogeneidad sin recurrir a "ningún tipo de instrumentos."<sup>43</sup>

El estimador de variables instrumentales latentes se encuentra aún en desarrollo, sus propiedades asintóticas no han sido estudiadas en profundidad y, más importante aún, no se ha podido probar hasta el momento que las estimaciones obtenidas sean verdaderamente consistentes. Por estos motivos, se opta por utilizar las tres alternativas restantes, desarrollando a partir de las mismas un análisis de sensibilidad de los resultados.

Si los instrumentos utilizados son válidos y robustos<sup>44</sup> (algo que para este caso depende sustancialmente de la significatividad de los distintos coeficientes de autocorrelación de las variables predeterminadas), los coeficientes pueden estimarse consistentemente con el estimador  $IV - FD$  mediante el procedimiento descrito en el Anexo. Sin embargo, las variables predeterminadas pueden ser poco persistentes o presentar coeficientes de autocorrelación que varían significativamente en el tiempo. En ambos casos, los instrumentos internos utilizados en la primera etapa del estimador  $IV - FD$  serán indefectiblemente débiles (llevando a estimaciones potencialmente sesgadas e ineficientes).

Si ello sucede, es posible recurrir a una nueva alternativa para corregir la endogeneidad derivada del control por HINO. Esta alternativa consiste en reemplazar  $(CF/K)_{it}$  por  $(TAL/K)_{it-1}$  (tenencia de activos líquidos al final del período anterior<sup>45</sup>) en la ecuación de inversión. Conforme a lo señalado por Opler y otros (1999), las empresas que no enfrentan restricciones al financiamiento no deberían reportar una relación significativamente distinta de cero entre la inversión en  $t$  y las tenencias de activos líquidos en  $t - 1$ . Por el contrario, las empresas que enfrentan restricciones al financiamiento dependen fuertemente de los fondos propios (tanto de los beneficios corrientes, como de los fondos acumulados en forma de activos líquidos). Mientras que la sensibilidad entre inversión y beneficios corrientes sufre de los problemas de endogeneidad previamente mencionados (debido a que los beneficios corrientes no son estrictamente exógenos sino predeterminados en la ecuación de inversión), la relación

<sup>43</sup>El método utiliza una variable latente de carácter binario que permite descomponer a la serie de la variable endógena en una parte exógena (que no se encuentra correlacionada con el término de error) y otra parte endógena (que no se utiliza para obtener las estimaciones del modelo). Para mayor detalle ver Ebbes (2004).

<sup>44</sup>Características que trataremos de corroborar con los habituales tests de Sargan y de Cragg-Donald.

<sup>45</sup>En todos los casos, las variables se encuentran normalizadas por el stock de capital fijo (activo no corriente).

entre inversión y tenencia de activos líquidos se encuentra exenta de tales inconvenientes. A diferencia de los beneficios corrientes (*cash flow*), las tenencias de activos líquidos no tienen ninguna relación teórica con la inversión más allá de aquella que ayuda a identificar la existencia de restricciones al financiamiento. La tasa de inversión en  $t$  puede afectar a los beneficios corrientes desde  $t + 1$  en adelante, pero no tiene por qué repercutir significativamente sobre la proporción de activos que se mantienen en forma de depósitos, efectivo y otros activos líquidos. De esta manera,  $(TAL/K)_{it-1}$  puede tratarse como una variable estrictamente exógena para  $I/K_{it}$ , con lo cual el modelo original puede reescribirse como

$$(I/K)_{it} = \mu_0 + \mu_1 Q_{it} + \mu_2 (TAL/K)_{it-1} + \mu_3 GS_{it} + \mu_4 (\overline{CF_b/K})_{it} + \dots (6) \\ \dots + \mu_5 D_{it} + \mu_6 COE_{it} + \mu_7 Int_{it} + \sum_{i=1}^j \mu_{(\tau+i)} Year_{jt} + u_{it},$$

y estimarse consistentemente usando, según corresponda, los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios (*OLS*), efectos fijos (*FE*), efectos aleatorios (*RE*), primeras diferencias (*FD*), efectos fijos con corrección por autocorrelación (*FE-AR*), mínimos cuadrados generalizados con corrección por autocorrelación y heterocedasticidad (*GLS*) o efectos fijos con corrección por sesgo dinámico (*FE-BC*).

Si los resultados de esta nueva especificación no fuesen apropiados, se puede utilizar la última de las alternativas mencionadas, recurriendo a la estimación de un nuevo modelo cuya variable dependiente no es la tasa de inversión sino la tenencia de activos líquidos de la empresa.

### 4.3 Estimación de la ecuación de tenencias de activos líquidos

En la sección teórica habíamos remarcado que existe un modelo alternativo al de FHP para examinar la existencia de restricciones al financiamiento a nivel firma. Almeida, Campello y Weisbach (ACW, 2003) señalan que las empresas que enfrentan restricciones al financiamiento presentarían una mayor tendencia a acumular activos líquidos (*cash holdings*) a partir de los flujos de fondos propios (*cash flow*), mientras que en las empresas no racionadas, dicha relación no debería ser significativamente distinta de cero. De esta manera, una forma sencilla de testear la existencia de restricciones al financiamiento consiste en definir una forma explícita para la ecuación (2) y testear en ella la significatividad del coeficiente correspondiente a los flujos de fondos propios. Para el análisis empírico de nuestra investigación utilizaremos la siguiente especificación del modelo de ACW:

$$\begin{aligned}
(\Delta TAL/K)_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1(CF_c/K)_{it} + \alpha_2 Q_{i,t} + \alpha_3 \text{Log}(\text{Activos})_{i,t} + \dots \quad (2^a) \\
& \dots + \alpha_4 (\Delta NWC/K)_{i,t} + \alpha_5 (\Delta DFCP/K)_{i,t} + \dots \\
& \dots + \alpha_6 (I/K)_{it} + \mu_i + \varepsilon_{i,t},
\end{aligned}$$

donde  $CF_c/K$  son los beneficios antes de impuestos, intereses y amortizaciones, pero neto del pago de dividendos (tal como se define en ACW),  $\text{Log}(\text{Activos})$  es el logaritmo del total de activos,  $\Delta NWC/K$  es la variación del capital circulante (variación del activo corriente neto de activos líquidos) y  $\Delta DFCP/K$  es la variación del stock de deudas financieras de corto plazo. Todas las variables (a excepción del logaritmo de los activos) se encuentran normalizadas por el stock de capital fijo del período anterior. El resto de la notación es similar a la utilizada en los apartados previos.

Siguiendo los mismos preceptos metodológicos utilizados para la ecuación de inversión (y recordando que en el modelo de tenencias de activos líquidos, nuestra variable de interés,  $(CF_c/K)_{it}$ , no es endógena ni predeterminada, sino estrictamente exógena), podemos estimar los coeficientes de la ecuación (2<sup>a</sup>) a partir de los estimadores *OLS*, *FE*, *RE*, *FE – AR* o *GLS*. Sin embargo, surge una vez más en el análisis el problema de regresores no ortogonales debido a la endogeneidad de los usos alternativos de los fondos propios ( $\Delta NWC/K$ ,  $\Delta DFCP/K$  y  $I/K$ ).

A fines comparativos, se corrige el problema de endogeneidad utilizando el estimador *IV – FE* (efectos fijos con variables instrumentales) con el que trabajan ACW. El procedimiento es similar al descrito para el estimador *IV – FD*, con la sola diferencia de que en lugar de utilizar el operador de primeras diferencias, esta vez se eliminan los efectos individuales pre-multiplicando el modelo original por la matriz de transformación  $Q$ .<sup>46</sup> Siguiendo los mismos pasos que utiliza el estimador *IV – FD*, se puede obtener el estimador *IV – FE* para el modelo de tenencias de activos líquidos que se define como:

$$\widehat{\delta}_{IV-ef} = \left( QZ_i \widehat{P}_{Q\widehat{X}} QZ_i \right)^{-1} QZ_i \widehat{P}_{Q\widehat{X}} Qy_i \quad (7)$$

donde  $\widehat{P}_{Q\widehat{X}}$  es igual al operador  $\widehat{P}$  aplicado sobre  $Q\widehat{X}$ ,  $\widehat{P} = \frac{1}{T} ee'$  es la matriz de medias intertemporales por unidad de corte transversal y el resto de la notación es similar a la utilizada en el caso del estimador *IV – FD*.

<sup>46</sup>Es importante remarcar que la utilización de la matriz de transformación  $Q$  no tienen por qué llevar a un problema de endogeneidad relevante ya que nuestra variable de interés es estrictamente exógena. De cualquier manera, es posible que los instrumentos internos utilizados para los usos alternativos de los fondos propios se encuentren correlacionados con los errores del modelo debido a la transformación de las variables por la matriz  $Q$ . Es por ello que testaremos con el test de Sargan la hipótesis de validez de los instrumentos con los que hemos trabajado.

Al igual que ACW, los instrumentos internos que se utilizan son el primer y segundo rezago del stock de capital fijo, el primer rezago de la tasa de inversión, el primer rezago del stock de capital circulante (o net working capital), el primer rezago del stock de deuda financiera a corto plazo y el primer y segundo rezago de la tasa de crecimiento de las ventas.

#### 4.4 Estimación del sistema de ecuaciones simultáneas para los usos alternativos de los beneficios netos (del pago de dividendos)

Luego de presentar la metodología subyacente a los modelos de inversión y de tenencias de activos líquidos, introducimos un enfoque más abarcativo que consiste en estimar un sistema de ecuaciones simultáneas para los distintos usos alternativos de los fondos propios. Esta estrategia puede verse como una extensión de la metodología recientemente introducida por Acharya, Almeida y Campello (AAC, 2005) que no solamente examina la interdependencia potencialmente existente entre acumular activos líquidos y pagar deudas previamente contraídas, sino que extiende el análisis a otros usos alternativos de carácter real (en oposición a los usos previamente mencionados que puede describirse como de carácter financiero): inversión en capital fijo (variación del activo no corriente) e inversión en capital circulante (variación del capital de trabajo neto de activos líquidos).

Considerando que la mayoría de las empresas no paga dividendos en el período examinado, se decidió no incorporar una ecuación adicional para explicar el pago de dividendos como otro uso alternativo adicional para el flujo de fondos propios. Se optó, entonces, por trabajar solo con 4 ecuaciones (variación de tenencias de activos líquidos, variación de la deuda financiera de corto plazo, inversión en capital fijo e inversión en capital circulante). Sin embargo, para conservar la consistencia contable de las decisiones involucradas, se deduce de los beneficios corrientes el pago de dividendos (en los pocos casos que dicha variable es distinta de cero), a fin de transformar el modelo en un sistema de ecuaciones que permita identificar la distribución de los beneficios retenidos (en lugar de los beneficios antes del pago de dividendos) entre los distintos usos alternativos de los fondos propios.

A fines comparativos, se utiliza la misma especificación de AAC, con el agregado fundamental de las ecuaciones de inversión en capital fijo y capital circulante (siguiendo para estas ecuaciones adicionales la misma estrategia de identificación utilizada para las ecuaciones de deuda y tenencia de activos líquidos). De esta manera, la forma estructural del sistema de ecuaciones está dada por:

$$\begin{aligned}
 (\Delta DFCP/K)_{it} &= a_1 + b_1(CF/K)_{it} + b_2 Q_{it} + b_3 \log(Activos)_{it} + \dots & (8) \\
 &\dots + b_4(\Delta TAL/K)_{it} + b_5(I/K)_{it} + b_6(\Delta NWC/K)_{it} + \dots \\
 &\dots + b_7(Debt/K)_{it} + u_{it}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
(\Delta TAL/K)_{it} &= a_2 + b_8(CF/K)_{it} + b_9 Q_{it} + b_{10} \log(Activos)_{it} + \dots & (9) \\
&\dots + b_{11}(\Delta DFCP/K)_{it} + b_{12}(I/K)_{it} + \dots \\
&\dots + b_{13}(\Delta NWC/K)_{it} + b_{14}(TAL/K)_{it} + e_{it}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
(I/K)_{it} &= a_3 + b_{15}(CF/K)_{it} + b_{16} Q_{it} + b_{17} \log(Activos)_{it} + \dots & (10) \\
&\dots + b_{18}(\Delta DFCP/K)_{it} + b_{19}(\Delta TAL/K)_{it} + \dots \\
&\dots + b_{20}(\Delta NWC/K)_{it} + b_{21} K_{it} + \eta_{it}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
(\Delta NWC/K)_{it} &= a_4 + b_{22}(CF/K)_{it} + b_{23} Q_{it} + b_{24} \log(Activos)_{it} + \dots & (11) \\
&\dots + b_{25}(\Delta DFCP/K)_{it} + b_{26}(\Delta TAL/K)_{it} + \dots \\
&\dots + b_{27}(I/K)_{it} + b_{28}(NWC/K)_{it} + \epsilon_{it}
\end{aligned}$$

donde  $\Delta DFCP/K$  es la variación de la deuda financiera de corto plazo (normalizada por el stock de capital en t-1),  $\Delta NWC/K$  es la variación en el capital de trabajo (o capital circulante neto construido como la variación del activo corriente neto de activos líquidos),  $\log(Activos)$  es el logaritmo del total de activos de la empresa, en tanto que  $u_{it}$ ,  $e_{it}$ ,  $\eta_{it}$  y  $\epsilon_{it}$  son los errores de las distintas ecuaciones que a) incluyen los efectos individuales y b) pueden estar correlacionados entre ellos. Para el resto de las variables se mantiene la notación previamente utilizada.

Con el objeto de identificar de manera apropiada cada ecuación se utiliza el tradicional supuesto de ortogonalidad según el cual el nivel de la variable dependiente (que en todos los casos es una tasa de variación) se incluye como regresor adicional en su respectiva ecuación pero se supone que no afecta a las restantes variables dependientes del sistema. De esta manera, por ejemplo, se incluye la variable  $K$  en la ecuación de  $I/K$  pero no en las restantes.

Para obtener los 32 coeficientes del sistema de ecuaciones, se procede en tres etapas:

1. En primer lugar, se aplica la matriz de transformación  $Q$  (tal como se describe en 21) para eliminar los efectos fijos correspondientes a la HINO.
2. Luego, se utiliza el estimador  $3SLS$  (mínimos cuadrados en tres etapas) para obtener los coeficientes a partir del modelo transformado. Este estimador, involucra a su vez tres procedimientos adicionales. Como primer paso se utiliza el estimador de mínimos cuadrados en dos etapas ( $2SLS$  o variables instrumentales) para obtener los errores pertenecientes a cada ecuación. Con esta información se estima la matriz de varianzas y covarianzas de los errores entre las distintas ecuaciones. Finalmente, se

premultiplica al modelo transformado por la matriz transpuesta de las observaciones de todas las variables exógenas (o predeterminadas), y se aplica mínimos cuadrados generalizados (en donde el factor de ponderación para las estimaciones está dado por la matriz de varianzas y covarianzas del segundo paso) para obtener estimaciones no solamente consistentes, sino también más eficientes que las derivadas del estimador 2SLS (ver Kennedy, 1994).

3. Finalmente, se evalúa la sensibilidad de los resultados a la utilización de distintos estimadores (2SLS, SUR y OLS<sup>47</sup>) y a la inclusión de regresores adicionales (básicamente variables indicatrices temporales)

En el análisis empírico, se examina no solamente los resultados de la forma estructural, sino también aquellos que se derivan de la forma reducida. Esta última viene dada por la resolución de la forma estructural, dejando que las variables dependientes del sistema se expliquen íntegramente por las variables exógenas o predeterminadas. A diferencia de la forma estructural (cuyos coeficientes reportan solamente efectos parciales), los coeficientes de la forma reducida identifican al impacto global de cada una de las variables independientes sobre las distintas variables dependientes, una vez que todas las interrelaciones existentes han sido tenidas en cuenta.

Eliminando los términos de error y evitando por el momento el reemplazo de todos los coeficientes de la forma estructural, podemos simplificar la notación llegando a las siguientes expresiones para las ecuaciones de la forma reducida:

$$\begin{aligned} (\Delta DFCP/K)_{it} &= \pi_1 + \beta_1(CF/K)_{it} + \gamma_1 Q_{it} + \dots \\ &\dots + \delta_1 \log(Activos)_{it} + \lambda_1(Debt/K)_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} (\Delta TAL/K)_{it} &= \pi_2 + \beta_2(CF/K)_{it} + \gamma_2 Q_{it} + \dots \\ &\dots + \delta_2 \log(Activos)_{it} + \lambda_2(TAL/K)_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} (I/K)_{it} &= \pi_3 + \beta_3(CF/K)_{it} + \gamma_3 Q_{it} + \dots \\ &\dots + \delta_3 \log(Activos)_{it} + \lambda_3 K_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} (\Delta NWC/K)_{it} &= \pi_4 + \beta_4(CF/K)_{it} + \gamma_4 Q_{it} + \dots \\ &\dots + \delta_4 \log(Activos)_{it} + \lambda_4(NWC/K)_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

---

<sup>47</sup> El estimador SUR (ecuaciones aparentemente no correlacionadas) de Zellner (1962) utiliza un procedimiento similar al del estimador 3SLS para corregir la correlación existente entre los errores de las distintas ecuaciones. Sin embargo, el método de ecuaciones aparentemente correlacionadas no toma en cuenta la potencial simultaneidad de las variables dependientes del sistema de ecuaciones, llevando a estimaciones menos eficientes que el 3SLS cuando se verifica dicha interrelación.

Por una cuestión de espacio, no se presenta en esta sección la resolución de cada uno de los 20 coeficientes de la forma reducida. Véase a modo de ejemplo que:

$$\beta_1 = \frac{f_1(b_i)}{f_2(b_i)} \quad (16)$$

donde:

$$\begin{aligned} f_1(b_i) = & -(b_1 - b_1 b_{26} b_{13} + b_6 b_{26} b_8 + b_8 b_{26} b_5 b_{20} - b_{13} b_{26} b_5 b_{15} - \dots \quad (17) \\ & \dots - b_8 b_{27} b_4 b_{20} + b_{13} b_{27} b_4 b_{15} + b_{12} b_{20} b_4 b_{22} - b_1 b_{27} b_{20} + \dots \\ & \dots + b_{12} b_4 b_{15} + b_6 b_{27} b_{15} + b_{13} b_4 b_{22} + b_{20} b_5 b_{22} - \dots \\ & \dots - b_1 b_{26} b_{12} b_{20} - b_1 b_{27} b_{19} b_{13} - b_1 b_{19} b_{12} + b_5 b_{19} b_8 + \dots \\ & \dots + b_6 b_{27} b_{19} b_8 - b_6 b_{19} b_{12} b_{22} + b_6 b_{26} b_{12} b_{15} + \dots \\ & \dots + b_5 b_{19} b_{13} b_{22} + b_6 b_{22} + b_8 b_4 + b_{15} b_5) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f_2(b_i) = & (b_{18} b_4 b_{12} - b_{18} b_5 b_{26} b_{13} - 1 + b_{27} b_{20} - b_{19} b_{12} b_{25} b_6 + \dots \quad (18) \\ & \dots + b_{26} b_{11} b_6 + b_{25} b_5 b_{20} + b_{25} b_4 b_{13} + b_{26} b_{12} b_{20} + \dots \\ & \dots + b_{19} b_{11} b_5 + b_{26} b_{13} + b_{19} b_{12} - b_{27} b_{11} b_4 b_{20} + b_{18} b_5 + \dots \\ & \dots + b_{27} b_{18} b_4 b_{13} + b_{27} b_{18} b_6 + b_{25} b_4 b_{12} b_{20} + b_{25} b_6 + \dots \\ & \dots + b_4 + b_{27} b_{19} b_{11} b_6 + b_{26} b_{12} b_{18} b_6 + b_{26} b_{11} b_5 b_{20} + \dots \\ & \dots + b_{25} b_5 b_{19} b_{13} + b_{27} b_{19} b_{13}) \end{aligned}$$

Tanto en la forma estructural como en la forma reducida, cuanto más positiva sea la sensibilidad de los componentes del activo (activos líquidos, capital fijo o capital circulante) a la disponibilidad de fondos propios y cuanto menos negativa sea la respuesta del pasivo (variación de la deuda) a la misma variable, mayores serán los indicios de restricciones al financiamiento.

La ventaja de la estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas radica en reconocer la simultaneidad de las decisiones subyacentes y en evitar la necesidad de utilizar instrumentos débiles para corregir el sesgo por endogeneidad. Sin embargo, la principal desventaja se encuentra en la numerosa cantidad de parámetros a estimar, hecho que puede llevar a resultados sesgados y particularmente ineficientes en muestras pequeñas. De hecho, en la forma más extendida (que incluye las variables indicatrices temporales) será necesario estimar hasta 92 coeficientes en la forma estructural.

## 5 Resultados empíricos

### 5.1 Descripción de la base de datos

Para el análisis empírico, trabajamos con un panel no balanceado que incluye información trimestral proveniente de los balances de 71 firmas con oferta pública de acciones en la Bolsa de Comercio de la ciudad de Buenos Aires entre 1990 y 2004. Este conjunto de firmas excluye aquellas que, si bien tienen oferta pública de acciones, pertenecen al sector financiero ya que el objeto central del artículo consiste en estudiar la presencia de restricciones al financiamiento de la inversión en activos fijos de las empresas productoras de bienes y servicios. De esta manera, utilizamos 2379 observaciones de variables que se expresan en dólares corrientes a los efectos de posibilitar comparaciones ulteriores con los resultados obtenidos para otros países de la región.<sup>48</sup> Como mencionáramos previamente, si bien el panel de firmas con el que se realiza el trabajo empírico no es representativo de la totalidad de las empresas argentinas, sirve como punto de referencia para analizar el problema de restricciones al financiamiento en la economía en su conjunto. Ya que si el selecto grupo de (relativamente grandes) empresas con oferta pública de acciones no acceden a todo el financiamiento externo que desearían, tanto más comprometida será la situación para las pequeñas y medianas empresas que no se incluyen en la muestra.

### 5.2 Estadísticas descriptivas preliminares

Para examinar la incidencia de las restricciones al financiamiento, una de las formas más sencillas e intuitivas consiste en observar la evolución diferencial de las variables relacionadas al "mix" de financiamiento de las empresas según las estrategias de agrupamiento que se describen en la sección metodológica. Por cuestiones de espacio y relevancia, solamente presentaremos los resultados obtenidos en base al criterio de tamaño.<sup>49</sup>

Comenzamos el análisis con los resultados del Gráfico 7. El mismo pone en evidencia una menor tasa de retorno para las empresas más pequeñas, que refleja una menor disponibilidad de fondos propios como fuente de financiamiento y, al mismo tiempo, con un colateral más reducido si se toma al flujo de fondos propios o *cash flow* como *proxy* del patrimonio neto de la firma (ver Schiantarelli 1996, pág.72, Hubbard 1998, pág.203, ya citados en la sección 3).

Asimismo, como puede verse en el Gráfico 8, y en línea con los modelos que encuentran en la tenencia de activos líquidos la señal de un acceso restringido al financiamiento externo a la firma, las empresas de menor tamaño acumulan

---

<sup>48</sup>En un proyecto que se encuentra actualmente en desarrollo, aplicamos la metodología utilizada en el presente artículo a las empresas que cotizan en los mercados bursátiles de Chile, México, Brasil, Colombia, Perú y Venezuela para examinar el diferencial de restricciones de financiamiento entre los distintos países de América Latina con el objeto de analizar el efecto de las variables macroeconómicas y de política económica.

<sup>49</sup>Para los dos criterios restantes, los resultados son similares y se encuentran disponibles previa solicitud a los autores.

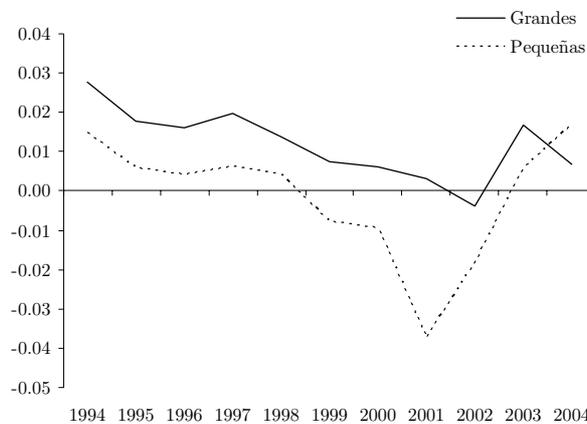


Gráfico 7: Evolución comparativa de la mediana de los beneficios después de impuestos, intereses y amortizaciones (estandarizada por el stock de capital fijo a fin del período anterior) según el tamaño de las firmas.

una mayor proporción de dichos activos. La diferencia entre ambos grupos se vuelve menos relevante a partir de la salida de la crisis de 2001 cuando, en efecto, la gran mayoría de las firmas acumulan liquidez y no toman la decisión de invertir en activos físicos, acentuando la estrategia de “*wait and see*” que suele caracterizar a las empresas argentinas (Fanelli 2002).

En relación al acceso al financiamiento externo a las firmas, los gráficos resultan sumamente reveladores. No sólo las grandes firmas cuentan con un mayor nivel de apalancamiento tal como se observa en el Gráfico 9, sino que, como evidencia el Gráfico 10, son aquellas cuya proporción de deuda financiera sobre total de pasivos es más elevada (rondando un 80% al final del período).

Al mismo tiempo, la madurez de la deuda financiera es significativamente diferente, las empresas grandes poseen pasivos con mayor madurez mientras para las de menor tamaño sucede lo contrario. Como puede observarse en el Gráfico 11 la deuda financiera de corto plazo (a menos de 1 año de plazo) se mantiene a lo largo de los años en un 80% para estas últimas y oscila alrededor de un 40% para las primeras.

En resumen, las empresas más grandes contarían con un mejor acceso al mercado financiero evidenciado en un mayor apalancamiento, que se explica esencialmente por deudas a largo plazo contraídas con instituciones financieras. Por el contrario, las firmas de menor tamaño relativo se financian principalmente con capital propio o recurriendo a deudas comerciales, fiscales y previsionales (que son más irregulares, conflictivas e inciertas que las deudas financieras). De manera mucho más limitada, las empresas pequeñas también acceden al

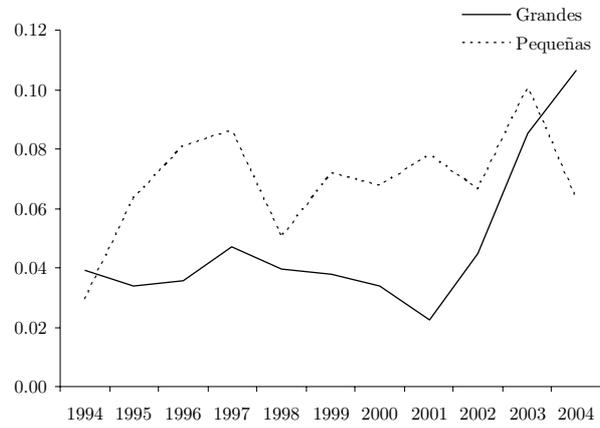


Gráfico 8: Evolución comparativa de la mediana de las tenencias de activos líquidos (estandarizada por el stock de capital fijo a fin del período anterior) según el tamaño de las firmas.

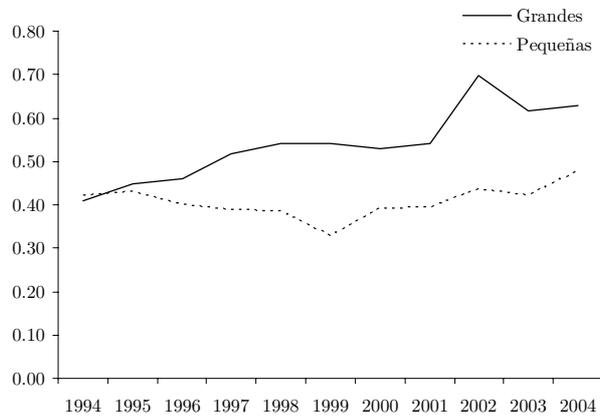


Gráfico 9: Evolución comparativa de la mediana del ratio de endeudamiento (pasivo total sobre activo total) según el tamaño de las firmas.

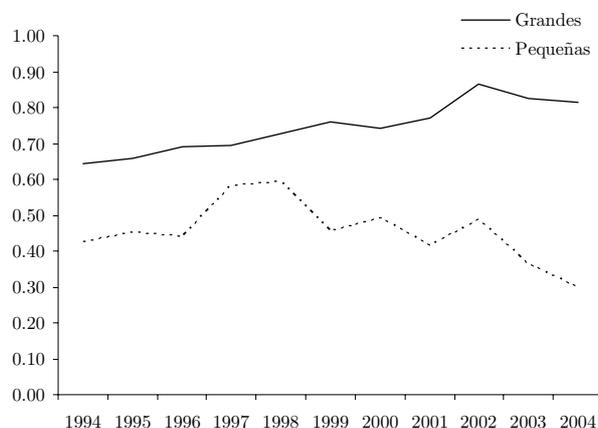


Gráfico 10: Evolución comparativa de la mediana de la deuda financiera (en proporción del pasivo total) según el tamaño de las firmas.

financiamiento bancario, aunque mayormente con créditos a corto plazo.

Dos elementos adicionales merecen particular atención. Por un lado, el relativamente bajo peso de las obligaciones negociables en el total de la deuda financiera (que como se mencionó es de por sí reducida para las más pequeñas): este ratio oscila entre un 30 y un 45% en las empresas grandes, mientras que para aquellas de menor tamaño la mediana es 0 como se observa en el Gráfico 12.<sup>50</sup> Por otro lado, el costo del financiamiento externo de las firmas resulta marcadamente más elevado para estas últimas firmas y, como muestra el Gráfico 13, el diferencial de tasas implícitas sólo se reduce en los momentos de reactivación económica (durante el período 1997-1999, o a partir del año 2003).

Por último, si bien la política de distribución de dividendos responde a diversos incentivos y no puede leerse en forma lineal, la falta de pago de dividendos suele también proponerse como una señal acceso restringido al financiamiento, ya que se utilizarían dichos fondos para financiar los gastos de inversión, como se señalara previamente. De hecho, el Gráfico 13 evidencia que sólo las empresas grandes distribuyen dividendos (hasta la crisis de 2001), mientras que las más pequeñas no lo hacen a lo largo de todo el período (más aún, tan sólo un 20% de las firmas paga dividendos).

Los resultados previamente examinados brindan una idea preliminar acerca de la existencia de restricciones al financiamiento, especialmente entre las empresas más pequeñas de la muestra. Sin embargo, la evidencia examinada no

<sup>50</sup>Solamente el 5% de las empresas más pequeñas emite obligaciones negociables en la muestra examinada. Como dato adicional, debemos remarcar la no significatividad del financiamiento por acciones al observar que la mediana de la tasa de crecimiento de las nuevas emisiones es igual a 0 tanto para las empresas grandes como para las más pequeñas.

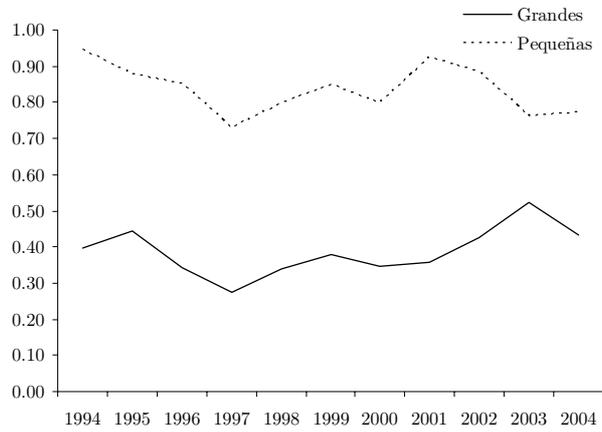


Gráfico 11: Evolución comparativa de la mediana de la deuda financiera a corto plazo (en proporción de la deuda financiera total) según el tamaño de las firmas.



Gráfico 12: Evolución comparativa de la mediana del financiamiento con Obligaciones Negociables (en proporción de la deuda financiera total) según el tamaño de las firmas.



Gráfico 13: Evolución comparativa de la mediana de la tasa de interés implícita (intereses pagados sobre pasivo total) según el tamaño de las firmas.

resulta aún determinante debido a la ausencia de un marco teórico subyacente que permita identificar las restricciones al financiamiento en base a las diferencias de los estadísticos examinados. Por tal motivo, presentamos en la siguiente sección los resultados del análisis econométricos que nos permiten evaluar con un mayor fundamento teórico subyacente la incidencia y la intensidad de las restricciones al financiamiento para la muestra en su conjunto y para los distintos sub-grupos examinados. Para dar lugar al análisis multivariado, concluimos este apartado con el Cuadro 3 que presenta las estadísticas descriptivas básicas de las variables retenidas en las formas reducidas de los modelos que examinamos en la siguiente sección.

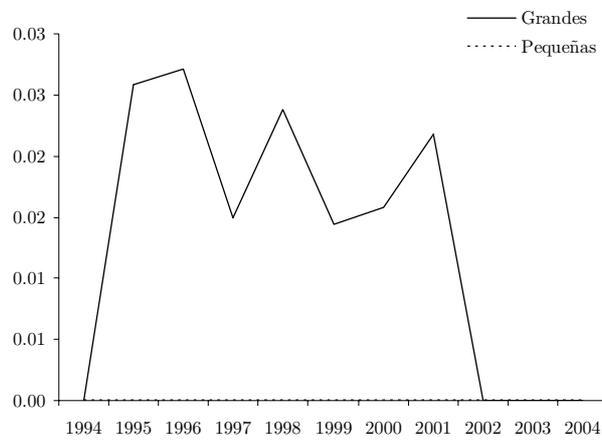


Gráfico 14: Evolución comparativa de la mediana del "dividend pay-out ratio" (dividendos pagados en proporción al valor de mercado de las acciones emitidas) según el tamaño de las firmas.

**Cuadro 3. Estadísticas descriptivas básicas de las variables incluidas en el análisis econométrico**

Variable	Total	Grandes	Pequeñas	Transables	No transables	Pagan div.	No pagan div.
I/K	0.038 [0.032] (0.271)	0.038 [0.046] (0.225)	0.002 [0.001] (0.279)	0.024 [0.023] (0.267)	0.063 [0.045] (0.262)	0.047 [0.042] (0.237)	0.034 [0.027] (0.287)
CF/K	0.002 [0.007] (0.053)	0.008 [0.011] (0.042)	-0.005 [0.002] (0.065)	-0.001 [0.005] (0.058)	0.007 [0.012] (0.04)	0.016 [0.019] (0.044)	-0.005 [0.002] (0.055)
CF <sub>c</sub> /K	0.019 [0.016] (0.045)	0.026 [0.023] (0.034)	0.009 [0.004] (0.055)	0.020 [0.016] (0.051)	0.018 [0.019] (0.029)	0.032 [0.03] (0.046)	0.013 [0.01] (0.043)
CF <sub>d</sub> /K	-0.021 [-0.017] (0.061)	-0.018 [-0.016] (0.047)	-0.025 [-0.026] (0.084)	-0.023 [-0.019] (0.068)	-0.020 [-0.014] (0.05)	-0.023 [-0.018] (0.056)	-0.021 [-0.016] (0.064)
Log(Activos)	12.226 [12.15] (1.784)	14.365 [13.966] (0.922)	10.257 [10.272] (0.787)	11.750 [11.487] (1.703)	13.284 [13.384] (1.483)	13.283 [13.451] (1.864)	11.756 [11.655] (1.528)
GS	0.017 [0.012] (0.43)	0.032 [0.021] (0.368)	-0.015 [-0.019] (0.472)	0.033 [-0.003] (0.443)	-0.025 [0.035] (0.346)	0.024 [0.03] (0.337)	0.013 [-0.005] (0.467)
Q	1.462 [1.302] (0.755)	1.409 [1.261] (0.63)	1.636 [1.436] (0.895)	1.556 [1.37] (0.797)	1.256 [1.1] (0.623)	1.319 [1.25] (0.587)	1.528 [1.321] (0.813)
CF <sub>b</sub> /K	0.042 [0.039] (0.04)	0.045 [0.041] (0.034)	0.030 [0.03] (0.049)	0.046 [0.042] (0.045)	0.040 [0.039] (0.027)	0.055 [0.053] (0.041)	0.035 [0.03] (0.037)
TAL/K	0.100 [0.048] (0.126)	0.077 [0.045] (0.092)	0.131 [0.066] (0.152)	0.114 [0.056] (0.137)	0.063 [0.035] (0.081)	0.122 [0.063] (0.137)	0.090 [0.043] (0.12)
NWC/K	0.053 [-0.002] (0.39)	-0.124 [-0.077] (0.265)	0.300 [0.133] (0.5)	0.141 [0.068] (0.401)	-0.143 [-0.098] (0.308)	0.071 [-0.001] (0.421)	0.044 [-0.003] (0.375)
D/K	0.818 [0.749] (0.484)	0.754 [0.68] (0.39)	0.892 [0.827] (0.509)	0.874 [0.814] (0.494)	0.736 [0.639] (0.447)	0.612 [0.587] (0.313)	0.910 [0.827] (0.517)
DFCP/K	0.548 [0.432] (0.426)	0.427 [0.288] (0.371)	0.713 [0.655] (0.435)	0.623 [0.532] (0.435)	0.437 [0.291] (0.374)	0.388 [0.288] (0.279)	0.620 [0.53] (0.459)
DFLP/K	0.187 [0.145] (0.19)	0.270 [0.278] (0.164)	0.119 [0.021] (0.189)	0.163 [0.094] (0.186)	0.222 [0.237] (0.18)	0.170 [0.153] (0.162)	0.194 [0.143] (0.201)

Nota: Para cada variable y cada uno de los distintos sub-grupos examinados se presentan tres estadísticos básicos de su distribución muestral: la media, la mediana (entre corchetes) y el desvío estándar (entre paréntesis). En todos los casos, se han eliminado los outliers dejando de lado el 2% superior e inferior de la respectiva distribución. La definición de cada una de las variables incluidas en la tabla se desarrolla exhaustivamente en la sección metodológica.

### 5.3 Resultados econométricos

En la presente sección se examina en detalle, ecuación por ecuación, los resultados que surgen de la implementación de los distintos modelos econométricos que fueran descriptos en la sección metodológica. Comenzando por la ecuación de inversión (en sus distintas acepciones), siguiendo con la ecuación de tenencia de activos líquidos y finalizando con la especificación por ecuaciones simultáneas. Se examina en cada caso la hipótesis de restricciones al financiamiento a nivel global (para toda la muestra) y para cada uno de los distintos sub-grupos que se derivan de las variables de corte utilizadas en la presente investigación (tamaño, pago de dividendos y competencia externa).

#### 5.3.1 Ecuación de inversión

Tal como mencionáramos y conforme a la perspectiva tradicional, que se reproduce de manera sistemática desde la divulgación del estudio de FHP, el primer enfoque que utilizaremos para evaluar la existencia de restricciones al financiamiento en la muestra examinada consiste en una ampliación del modelo *Q de Tobin* para el análisis de las decisiones de inversión a nivel firma. Se utiliza como punto de partida la especificación general que se describe en (3), luego se analiza la significatividad de los distintos bloques de regresores (con los habituales tests de máxima verosimilitud), hasta obtener la forma reducida de la ecuación de inversión que se presenta en el Cuadro 4. Entre los regresores excluidos del modelo (por resultar no significativos para explicar la varianza de la inversión), se encuentran las variables de apalancamiento (o ratio de endeudamiento) y aquellas que identifican al costo del financiamiento externo (la tasa de interés implícita y el costo del financiamiento por acciones).<sup>51</sup>

La no significatividad del costo de financiamiento externo como determinante de la inversión a nivel firma, puede verse como un indicio preliminar a favor de la existencia de restricciones al financiamiento aún cuando en el enfoque tradicional, la identificación del racionamiento de crédito se ha focalizado exclusivamente en el análisis de la sensibilidad de la inversión a la disponibilidad de fondos propios (e.g. beneficios retenidos). Se aduce desde este enfoque, que la no significatividad del costo de financiamiento externo (en la ecuación de inversión) no resulta apropiada para identificar la existencia de restricciones al financiamiento ya que las decisiones de inversión de las firmas también podrían ser independientes del costo del financiamiento externo cuando las empresas no sufren ningún tipo de racionamiento de crédito.<sup>52</sup>

Sin embargo, la existencia de mercados imperfectos (con asimetría de información), en los cuales el costo de financiamiento externo difiere del costo de

---

<sup>51</sup>De aquí en adelante, ver sección metodológica para obtener una descripción más precisa de las distintas variables utilizadas en cada uno de los modelos estimados.

<sup>52</sup>Es decir, cuando se cumple el teorema de Modigliani-Miller, con mercados perfectos y sin asimetría de información.

oportunidad del financiamiento con recursos propios, determina que la *no sensibilidad* de la inversión al mencionado costo se vuelva relevante para el análisis de las restricciones al financiamiento. En efecto, empresas poco racionadas, que financian sus inversiones con un mix de capital propio y capital de terceros, tenderán a reducir su nivel de inversión a medida que aumenta el costo de financiamiento externo debido a la caída del valor actual neto de aquellos proyectos de inversión que dependen del capital de terceros. Por el contrario, para las empresas fuertemente racionadas, las decisiones de inversión estarían completamente disociadas del costo de financiamiento externo debido a que el acceso al crédito se encuentra fuertemente limitado (por restricciones cuantitativas o costos medios de financiamiento demasiado elevados, en torno a los cuales las variaciones marginales de los mismos se vuelven irrelevantes), con lo cual tanto las inversiones corrientes como los proyectos futuros de inversión se fondean fundamentalmente con capital propio.

El Cuadro 4 presenta una especificación estática (no incluye el rezago de la variable dependiente) de la forma reducida de la ecuación de inversión, que tiene como regresores a la *Q de Tobin* ( $Q$ ), el *cash flow* corriente de la empresa ( $CF/K$ , estandarizados por el stock de capital en  $t - 1$ ), la tasa de crecimiento interanual de las ventas ( $GS$ ),  $\overline{CF_b/K}$ , y diferentes variables binarias (o indicatrices) temporales que no se incluyen en el cuadro por cuestiones de espacio (ver anexo 1 para mayor detalle sobre la construcción de las variables).

**Cuadro 4. Resultados empíricos para el modelo estático de inversión**

	(1) OLS	(2) RE	(3) FE	(4) FE-AR	(5) GLS	(6) IV - FD
$(CF/K)_t$	0.318 (0.120)***	0.256 (0.104)**	0.25 (0.106)**	0.168 (0.084)**	0.31 (0.062)***	0.229 (0.137)*
$GS_t$	0.074 (0.018)***	0.068 (0.012)***	0.067 (0.012)***	0.045 (0.010)***	0.025 (0.008)***	0.285 (0.044)***
$Q_t$	0.008 (0.01)	0.013 (0.009)	0.022 (0.011)**	-0.004 (0.014)	-0.012 (0.008)	0.014 -0.016
$(CF_b/K)_t$	0.61 (0.179)***	0.866 (0.136)***	1.143 (0.153)***	0.539 (0.213)**	0.524 (0.141)***	7.015 (1.960)***
Observaciones	1274	1274	1274	1214	1273	1274
R cuadrado	0.53	0.52	0.55	0.54		0.13
Unidades de corte transv.		60	60	59	59	
Media de los errores al cuad.	0.068	0.062	0.072	0.053	0.047	0.230
Hausman test (FE vs. RE)		28.96				
Hausman prob.		0.035				
Wald test (correlación serial)			210.654			
Wald prob.			0.000			
Wald test mod. (heterocedasticidad)			20067.83			
Wald test modificado prob.			0.000			
DWH test (endogeneidad)						63.01
Durbin-Wu-Hasuman prob.						0.000
Sargan test (validez de los instrumentos)						1.772
Sargan prob.						0.621
Cragg-Donald test (debilidad de los instrumentos)						6.01
Cragg-Donald 5% cv						7.03

En todos los casos, la variable dependiente es  $(I/K)_t$ . Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Nota: En (6) los instrumentos utilizados fueron  $(CF/K)_{t-1}$ ,  $(CF/K)_{t-2}$ ,  $(CF/K)_{t-3}$ ,  $(CF/K)_{t-4}$ ,  $(CF_b/K)_{t-1}$ ,  $GS_{t-1}$ ,  $Q_{t-2}$  y las distintas variables indicatrices temporales. Las siglas OLS, RE, FE, FE-AR, GLS y IV-FD, representan a los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios, efectos aleatorios, efectos fijos, efectos fijos con corrección por autocorrelación de primer orden, mínimos cuadrados generalizados (con corrección por autocorrelación de primer orden y heterocedasticidad) y mínimos cuadrados en dos etapas o variables instrumentales sobre el model en primeras diferencias (ver sección metodológica). Los distintos test de especificación que se presentan en la parte inferior de la tabla se explican más detalladamente en la sección metodológica. Los coeficientes de las variables indicatrices temporales se han omitido por cuestión de espacio.

La selección del estimador que refleja de manera más apropiada la relación entre inversión y beneficios corrientes es una cuestión delicada debido a los supuestos implícitos de los distintos modelos. Sin bien los distintos tests que se presentan en el Cuadro 4 son bastante contundentes en torno a la necesidad de no trabajar con mínimos cuadrados ordinarios, efectos aleatorios o efectos fijos sin corrección por autocorrelación, la evidencia disponible no resulta tan categórica para elegir correctamente entre las restantes alternativas.

En primer lugar, la decisión entre  $FE - AR$  y  $GLS$ , depende crucialmente de las propiedades asintóticas de los estimadores. Si bien es cierto que los tests de autocorrelación y heterocedasticidad estarían indicando la necesidad de utilizar el estimador  $GLS$  (ya que el estimador  $FE - AR$  no corrige por heterocedasticidad), también es cierto que la consistencia de los estimadores  $GLS$  factibles dependen de la dimensión temporal de la base de datos. Cuando  $T$

es pequeño, la descomposición de la varianza de los errores entre sus distintos componentes (insumo básico para la transformación que permite controlar por la presencia de heterocedasticidad en los errores del modelo) puede resultar inapropiada generando estimaciones sesgadas para los coeficientes de interés (en la sección metodológica, ver el apartado 4.2.2 de corrección por heterocedasticidad). Por tal motivo será conveniente examinar los resultados obtenidos a partir de ambos estimadores, para luego compararlos en un análisis de sensibilidad.

Por otra parte, la utilización del estimador  $IV-FD$  permite depurar las estimaciones del sesgo por endogeneidad.<sup>53</sup> En este sentido, los resultados obtenidos para los tests de Sargan y Durbin-Wu-Hausman nos indican que las variables predeterminadas se encuentran correlacionadas con el error del modelo transformado y que la instrumentalización de las mismas soluciona este problema. Sin embargo, el estadístico de Cragg-Donald no supera el valor crítico correspondiente al 5% de significatividad. De ello se deduce que los instrumentos utilizados son moderadamente débiles,<sup>54</sup> incluso adoptando la mejor estrategia de instrumentalización (la que, a partir del conjunto de instrumentos internos disponibles<sup>55</sup>, maximiza el estadístico de Cragg-Donald sin que se rechace la hipótesis nula del test de Sargan). La "moderada" debilidad de los instrumentos genera no solamente una menor eficiencia de las estimaciones (ver en el Cuadro 4 como aumenta la media de los errores al cuadrado cuando utilizamos el estimador  $IV-FD$ ) sino también un sesgo para muestras finitas que podría incluso sobrecompensar al sesgo por endogeneidad que se desea neutralizar.

En definitiva, el tamaño reducido de la muestra y la debilidad de los instrumentos disponibles (instrumentos "GMM style acotados", a la Anderson y Hsiao) no permiten establecer cuál de las tres alternativas ( $FE-AR$ ,  $GLS$  o  $IV-FD$ ) es la más apropiada para estimar los coeficientes del modelo estático de inversión. Por tal motivo, se desarrolla un análisis de sensibilidad para examinar la robustez de los resultados a los distintos métodos de estimación.

Surge del Cuadro 4 que, aún cuando la magnitud de los coeficientes es relativamente sensible al método de estimación, los resultados son bastante robustos desde un punto de vista cualitativo, en tanto el signo y la significatividad de los coeficientes no se modifica sustancialmente al trabajar con distintos esti-

<sup>53</sup> Como vimos en la sección metodológica, el hecho de las variables explicativas del modelo de inversión (a excepción de las "dummies" temporales) no sean estrictamente exógenas sino predeterminadas, genera un inconveniente particular vinculado al sesgo de estimación que se deriva de la existencia de HINO. Al aplicar cualquiera de las transformaciones destinadas a controlar por la existencia de HINO, los errores de la ecuación transformada pasan a estar correlacionados con las variables predeterminadas. El estimador  $IV-FD$  permite corregir el sesgo por endogeneidad derivado del control por HINO, al aplicar primeras diferencias sobre el modelo original e instrumentalizar las variables predeterminadas con instrumentos que cumplan al mismo tiempo con los requisitos estándar de exogeneidad y relevancia.

<sup>54</sup> "Moderadamente" porque si bien no puede rechazarse la hipótesis de debilidad al 5% de significatividad, sí se podría al 10%. Los valores críticos del test de Cragg-Donald (para 4 variables endógenas) fueron aproximados en base a los resultados de Stock y Yogo (2002).

<sup>55</sup> Los rezagos de las distintas variables que cumplan con las condiciones de ortogonalidad requeridas.

madores (el único coeficiente cuyo signo depende del método de estimación es el de  $Q_t$ ; sin embargo, este coeficiente sólo resulta significativamente distinto de cero cuando se utiliza el estimador  $FE$ ). Al examinar la respuesta de la inversión a los beneficios corrientes (la fila de  $(CF/K)_t$  en el Cuadro 4) se observa que, cuando se corrige por efectos fijos y autocorrelación (columna 4, correspondiente al modelo  $FE - AR$ ) o cuando se controla por la potencial endogeneidad de los distintos regresores (columna 6, modelo  $IV - FD$ ) se obtienen los coeficientes más bajos (aunque siempre significativamente distintos de cero), en tanto que los valores más elevados se derivan de las estimaciones por mínimos cuadrados generalizados (controlando por autocorrelación y heterocedasticidad de los errores -columna 5,  $GLS$ ).<sup>56</sup>

Los resultados del análisis de sensibilidad confirman la existencia de una relación positiva y significativamente diferente de cero entre la inversión y los beneficios corrientes, evidencia de la presencia de restricciones al financiamiento para el conjunto de empresas incluidas en la muestra.<sup>57</sup> La significatividad de la relación se mantiene inalterada, incluso luego de controlar por HINO, autocorrelación, heterocedasticidad y endogeneidad de los regresores.

Sin embargo, la especificación analizada es estática, por ende, la robustez de relación encontrada depende del supuesto de costos de ajustes lineales (o no significativos) para el stock de capital de la empresa. Si asumimos que dichos costos son convexos, la especificación más apropiada para el modelo examinado debería incluir al primer rezago de la tasa de inversión entre las variables explicativas, habida cuenta de la persistencia (teórica) de los shocks que afectan a la variable dependiente.

Una manera de testear la relevancia del supuesto de costos de ajuste convexos consiste en examinar la significatividad del coeficiente autorregresivo en una especificación dinámica del modelo de inversión. Como se aprecia en el Cuadro 5 la evidencia empírica no resulta concluyente al respecto. Al examinar el grado de persistencia de la serie de inversión en un modelo univariado (sin regresores adicionales, columna 5) obtenemos que no existe autocorrelación de primer orden para la muestra examinada. Sin embargo, cuando estimamos un modelo multivariado extendido (que incluye a todas las variables de control que se utilizan en el modelo estático, columna 1), el rezago de la variable dependiente se vuelve significativo abonando la hipótesis de persistencia en las decisiones de inversión.

<sup>56</sup>El coeficiente más elevado para la variable beneficios corrientes se obtiene con el estimador de mínimos cuadrados ordinarios ( $OLS$ ). Sin embargo, debido a que este estimador no controla por HINO, autocorrelación de los errores ni endogeneidad de las variables dependientes, hemos optado por no incluirlo en el análisis comparativo de los resultados (y solamente se incluye en la tabla a modo de referencia).

<sup>57</sup>En la primer sub-sección del anexo, presentamos un análisis de sensibilidad complementario que nos permite evaluar la robustez de los resultados a distintas estrategias de control para depurar el coeficiente de  $CF/K$  del efecto "beneficios esperados". En términos generales, se observa que al incluir controles adicionales (y no solamente a la  $Q$  de Tobin) el coeficiente de interés se reduce (debido al sesgo positivo que genera el efecto "beneficios esperados") pero continúa siendo positivo y significativamente distintos de 0 a los niveles usuales de confianza.

**Cuadro 5. Análisis de sensibilidad de la persistencia de la inversión**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$(I/K)_{t-1}$	0.354 (0.028)***	0.011 (0.032)	0.011 (0.031)	0.01 (0.025)	0.01 (0.024)
$(CF/K)_t$	0.173 (.090)*	0.076 (2.362)	0.149 (3.429)	0.263 (2.421)	
$(CF_b/K)_t$	0.648 (.145)***	0.041 (6.148)	0.108 (5.662)		
$Q_t$	0.0002 (0.001)				
$GS_t$	0.091 (.012)***	0.057 (0.465)			
Observaciones	1274	1274	1295	1312	1312
Unidades de corte transversal	60	61	62	63	63

En todos los casos, estimador utilizado es el FE-BC y la variable dependiente es  $(I/K)_t$ . En los modelos (2) a (5) se han ido quitando secuencialmente distintas variables explicativas del modelo original (1) a los efectos de evaluar la robustez del coeficiente autorregresivo a distintas especificaciones funcionales. Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Nota: La matriz de varianzas y covarianzas de donde surgen los desvíos estándar de los coeficientes fue obtenida a partir de un proceso de bootstrapping con 10 repeticiones para cada modelo, de manera que los errores estándar que se muestran entre paréntesis pueden no ser lo suficientemente robustos. De cualquier manera, lo importante para esta comparación es la magnitud del coeficiente autorregresivo.

Aún cuando las estimaciones derivadas de los modelos multivariados reducen el sesgo proveniente de la omisión de variables explicativas relevantes, es necesario mencionar que para el caso examinado, la inversión en  $t - 1$  solamente es significativa para explicar la inversión en  $t$  cuando se incluye entre los regresores adicionales a la *Q de Tobin*. Con cualquier otra especificación, los resultados indican la ausencia de autocorrelación en la serie de inversión (ver columnas 2, 3 y 4 del Cuadro 5). Ahora bien, la *Q de Tobin* ha resultado globalmente significativa para nuestro modelo de inversión dado que siempre se la ha examinado conjuntamente con las otras dos variables que igualmente controlan por el efecto "beneficios o rentabilidad esperada". Individualmente, esta variable prácticamente nunca resulta significativa por lo que la decisión en torno a la persistencia de la inversión resulta particularmente dudosa. Si se utiliza la especificación multivariada más general, el modelo debería ser dinámico. Sin embargo, este resultado se sustenta únicamente en el hecho de que hemos dejado entre los regresores a una variable no significativa desde el punto de vista individual. Esta indeterminación nos fuerza a desarrollar un nuevo análisis de sensibilidad comparando los resultados de los modelos estáticos con los coeficientes de los modelos dinámicos que se presentan en el Cuadro 6.

Como ya se remarcó en la sección metodológica, al incluir entre los regresores del modelo al primer rezago de la variable dependiente, los estimadores *OLS* y *FE* (columnas 4 y 5 del Cuadro 6) generan estimaciones sesgadas (hacia arriba

y hacia abajo, respectivamente) para el coeficiente autorregresivo de la tasa de inversión (un problema de repercute además sobre los coeficientes de las otras variables incluidas en la ecuación). Por tal motivo, estos estimadores no serán utilizados en el análisis de sensibilidad sino como valores de referencia para evaluar el sesgo relativo de los otros estimadores.

La principal diferencia entre el estimador  $FE - BC$  (efectos fijos con corrección por "sesgo dinámico" para paneles no balanceados, ver Bruno 2005) y los estimadores  $GMM - SYS$  ( $GMM$  "system", ver Blundell y Bond, 1998) y  $GMM - FD$  ( $GMM$  en primeras diferencias, ver Arellano y Bond, 1991) radica, fundamentalmente, en el supuesto de exogeneidad de las variables explicativas. Mientras que el estimador  $FE - BC$  asume que la correlación con los errores del modelo transformado solamente afecta al rezago de la variable dependiente, los estimadores  $GMM$  permiten trabajar con regresores adicionales que no son estrictamente exógenos. Es por ello que el estimador  $FE - BC$  corrige las estimaciones del método  $FE$  por la expresión teórica del "sesgo dinámico" para paneles no balanceados, mientras que los estimadores  $GMM$  instrumentalizan aquellas variables que puedan estar correlacionadas con los errores del modelo transformado con todos los instrumentos externos e internos (variables exógenas y rezagos de las variables endógenas) disponibles que cumplan con las condiciones de ortogonalidad requeridas en cada caso (ver sección metodológica). Si se acepta el supuesto de estricta exogeneidad de los regresores adicionales (al primer rezago de la variable dependiente), el estimador  $FE - BC$  no solamente es consistente sino que resulta asintóticamente más eficiente que los estimadores  $GMM$ . En caso contrario, el requisito de consistencia solamente se verifica para los estimadores  $GMM$  (siempre y cuando los instrumentos utilizados sean válidos y robustos).

**Cuadro 6. Resultados empíricos para el modelo dinámico de inversión**

	(1) FE-BC	(2) GMM-SYS	(3) GMM-FD	(4) OLS	(5) FE
$(I/K)_{t-1}$	0.354 (.019)***	0.017 (0.039)	-0.012 (0.044)	0.364 (0.044)***	0.302 (0.018)***
$(CF/K)_t$	0.173 (0.090)*	0.006 (0.114)	-0.079 (0.114)	0.303 (0.112)***	0.274 (0.090)***
$Q_t$	0.001 (0.001)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.000)***	-0.0004 (0.001)
$GS_t$	0.091 (.012)***	0.002 (0.003)	0.003 (0.004)	0.003 (0.005)	0.003 (0.003)
$(\overline{CF}_b/K)_t$	0.648 (.145)***	0.105 (0.537)	-0.328 (0.558)	0.408 (0.152)***	0.678 (0.143)***
Observaciones	1274	1272	1188	1274	1274
Unidades de corte transv.	61	61	60		61
$R^2$				0.62	0.61
Hansen test		50.32	48.93		
Hansen prob		1.00	1.00		
m2		-3.2	-2.9		
m2 prob.		0.001	0.004		

En todos los casos, la variable dependiente es  $(I/K)_t$ . Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Nota: FE-BC es el estimado de efectos fijos corregido por sesgo dinámico (ver Bruno, 2005). GMM-SYS y GMM-FD son, respectivamente, los estimadores propuestos por Arellano y Bond (1991) y Blundel y Bond (1998). Por su parte, las siglas OLS y FE identifican a los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios y efectos fijos tradicionales. En (3) y (4) los instrumentos utilizados fueron las variables indicatrices temporales y todos aquellos instrumentos internos que cumplan con las condiciones de ortogonalidad en cada momento del tiempo, comenzando desde el segundo rezago para la variable dependiente y desde el primer rezago para las variables predeterminadas. Las hipótesis nulas del test de Hansen y del test m2 (cuyas probabilidades se reportan debajo de los estadísticos observados para cada test) son, respectivamente, la validez de los instrumentos utilizados y la existencia de autocorrelación serial de segundo orden en los errores del modelo examinado. Los coeficientes de las variables indicatrices temporales se han omitido por cuestión de espacio.

Antes de proceder a la comparación con los resultados de los modelos estáticos, es necesario explicar las notables diferencias encontradas entre los distintos estimadores del mismo modelo dinámico. Los resultados de los estimadores *GMM* (*a priori* más consistentes), generan coeficientes no significativos que se encuentran notablemente sesgados (comparar el coeficiente autorregresivo de estos modelos con los obtenidos usando *OLS* y *FE*) debido a la utilización de instrumentos "sustancialmente" débiles.<sup>58</sup> Es por ello que los coeficientes obtenidos con el estimador *FE - BC* (columna 1 del Cuadro 6) parecen más robustos,<sup>59</sup> aún cuando la consistencia de los mismos depende sustancialmente de la hipótesis de exogeneidad de los regresores. En este sentido, se opta por trabajar con el estimador *FE - BC* ya que, si bien las variables explicativas de

<sup>58</sup> Si bien la estrategia de instrumentalización no introduce problemas de especificación tradicionales (nótese que en el cuadro RR2 -para los estimadores *GMM*-, los test *m2* y Hansen permiten rechazar la hipótesis de correlación serial de segundo orden y aceptar la validez de los instrumentos utilizados), el hecho de utilizar una gran cantidad de instrumentos internos irrelevantes intensifica en los estimadores *GMM* el problema de ("moderada") debilidad que ya habíamos encontrado en los instrumentos del estimador *IV - FD* para los modelos estáticos.

<sup>59</sup> Ya que el coeficiente autorregresivo del modelo se encuentra entre medio de las estimaciones obtenidas usando *OLS* y *FE*.

la inversión no son exógenas sino predeterminadas (ver los resultados de los test de Durbin-Wu-Hausman en el Cuadro 4), el sesgo por endogeneidad pareciera ser menor al sesgo introducido por la utilización instrumentos débiles (comparar la diferencia entre los coeficientes corregidos o no por endogeneidad en el Cuadro 5, en donde el problema de debilidad de los instrumentos de estimador  $IV - FD$  no es tan pronunciado, con la diferencia entre los coeficientes de los estimadores  $GMM$  y los de los restantes estimadores del Cuadro 6).

Una vez seleccionado el estimador  $FE - BC$ , es factible comparar sus resultados con los obtenidos para los mejores estimadores del modelo estático, llegando a la conclusión de que, para los estimadores examinados ( $FE - AR$ ,  $GLS$  y  $IV - FD$ , del modelo estático y  $FE - BC$  del modelo dinámico), el coeficiente que identifica a la existencia de restricciones al financiamiento es siempre positivo y significativo, independientemente de la especificación autorregresiva del modelo de inversión. Aún así, deben tomarse con cautela estos resultados, debido al problema de instrumentos moderada o sustancialmente débiles (según la cantidad de rezagos internos irrelevantes que se incluyan en el modelo) en la corrección por endogeneidad.<sup>60</sup>

Una estrategia alternativa para testear la robustez de los resultados consiste en reestimar el modelo de inversión (utilizando los mejores estimadores) para los distintos sub-grupos de empresas que se describen en la sección metodológica. Si las estimaciones fuesen robustas, las mismas deberían validar ciertos hechos estilizados como el de que las grandes empresas enfrentan menos restricciones al financiamiento que las pequeñas.

---

<sup>60</sup> Endogeneidad que se deriva a su vez de la transformación de los modelos para controlar por HINO (ver sección metodológica, 4.2.4).

**Cuadro 7. Resultados comparativos de la ecuación de inversión para distintos grupos de empresas**

	Modelo estático (GLS)		Modelo dinámico (FE-BC)	
	Grandes	Pequeñas	Grandes	Pequeñas
$(CF/K)_t$	0.557 (0.108)***	0.000 (0.000)	0.827 (0.159)***	-0.072 (0.128)***
$GS_t$	0.019 (0.009)**	0.000 (0.000)	0.085 (0.016)***	-0.019 (0.023)
$Q_t$	-0.024 (0.014)*	0.002 (0.000)***	0.000 (0.002)	0.037 (0.017)**
$(\overline{CF_b/K})_t$	0.037 (0.336)	0.000 (0.000)	-0.485 (0.316)*	0.140 (0.206)
$(I/K)_{t-1}$			0.388 (0.028)***	0.441 (0.041)***
Observaciones	461	292	488	319
Unidades de corte transv.	20	19	22	21

	Pagan Div.		No pagan Div.	
	Pagan Div.	No pagan Div.	Pagan Div.	No pagan Div.
$(CF/K)_t$	0.476 (0.117)***	0.243 (0.076)***	0.351 (0.150)**	0.102 (0.115)
$GS_t$	0.013 (0.009)	0.059 (0.014)***	0.051 (0.017)***	0.111 (0.016)***
$Q_t$	-0.005 (0.017)	-0.017 (0.010)*	-0.017 (0.019)	0 (0.001)
$(\overline{CF_b/K})_t$	0.228 (0.268)	0.763 (0.174)***	0.129 (0.249)	0.79 (0.181)***
$(I/K)_{t-1}$			0.243 (0.033)**	0.379 (0.024)**
Observaciones	474	799	487	869
Unidades de corte transv.	18	41	18	42

	Transables		No Transables	
	Transables	No Transables	Transables	No Transables
$(CF/K)_t$	0.526 (0.141)***	0.260 (0.068)***	0.605 (0.038)***	-0.011 (0.103)
$GS_t$	0.011 (0.013)	0.032 (0.011)***	0.079 (0.197)***	0.098 (0.014)***
$Q_t$	0.001 (0.020)	-0.020 (0.010)**	-0.025 (0.023)	0.001 (0.001)
$(\overline{CF_b/K})_t$	1.602 (0.485)***	0.381 (0.151)**	1.914 (0.544)***	0.593 (0.155)***
$(I/K)_{t-1}$			0.288 (0.038)***	0.365 (0.025)***
Observaciones	425	780	440	844
Unidades de corte transv.	19	36	19	37

En todos los casos, la variable dependiente es  $(I/K)_t$ . Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%. Los resultados comparativos de los restantes estimadores son similares a los que se presentan en esta tabla y pueden solicitarse a los autores.

En el Cuadro 7 se observa que los resultados de los mejores estimadores de la ecuación de inversión no coinciden en general con la intuición que se desprende del modelo teórico original (ver FHP). Aquellas empresas que *a priori* estarían enfrentando mayores restricciones al financiamiento externo (las pequeñas, las que no pagan dividendos o aquellas que pertenecen al sector transable<sup>61</sup>) reportan una menor sensibilidad de la inversión a los beneficios antes de impuestos, intereses y amortizaciones. Este resultado es similar al que obtienen Moyon (2004) o Hennessy y Whited (2005) utilizando datos artificiales, y también al que se observa para los países desarrollados en las contribuciones de Kaplan y Zingales (1997) o Kadapakkam y otros (1998).

En el último de los trabajos mencionados, los autores señalan que estos "paradójicos" resultados pueden explicarse en base a dos hipótesis complementarias. En primer lugar, Kadapakkam y otros (1998) sostienen que las empresas pequeñas participan en mercado más competitivos, en los cuales las decisiones de inversión responden más a cuestiones de supervivencia que a la disponibilidad de fondos propios (aún con *cash flow* igual a cero, si no invierten desaparecen a causa de las presiones competitivas). Los autores señalan además que las empresas más grandes tienen mayores problemas de agencia (debido a una mayor dispersión en la propiedad de las acciones), lo cual incrementa la probabilidad de que los administradores utilicen sistemáticamente el flujo beneficios para aumentar el tamaño de la firma (siguiendo objetivos propios y no necesariamente aquellos que maximizan el valor de la empresa). Sin embargo, ambas explicaciones parecen poco robustas. La primera de ellas asume que las firmas pequeñas pueden acceder al financiamiento externo sin problemas para hacer frente a las necesidades de inversión que se derivan de las presiones competitivas. Este supuesto implica asumir desde el inicio un resultado particular para el problema que se está examinando (la existencia o no de restricciones al financiamiento). La segunda hipótesis resulta más razonable y se fundamenta en aporte seminal de Jensen y Meckling (1976). Sin embargo, los mayores problemas de agencia de las empresas grandes no tienen por qué generar una mayor correlación de los beneficios con la inversión cuando existe riesgo moral (derivado del fenómeno conocido como *too big to fail*) o cuando existen bajos niveles de apalancamiento. Empresas grandes poco endeudadas o con líneas de crédito muy extendidas (debido a la creencia de que en caso de default *el sector público asumirá al menos una parte de la deuda*) pueden financiar el "sesgo hacia la sobre-inversión derivado de los problemas de agencia" con capital de terceros cuando no existen recursos internos disponibles (porque en estos casos, un mayor nivel de deuda no generaría el tradicional efecto disciplinador), lo cual reduce sustancialmente la sensibilidad de la inversión al flujo de beneficios. Además, la estructura de propiedad de las empresas argentinas es en general altamente concentrada. (Bebczuk, 2004).

---

<sup>61</sup> Ver sección metodológica.

Una explicación alternativa más apropiada radica en asumir que en las grandes empresas, el sesgo de estimación que se genera al no controlar de manera apropiada por el efecto "beneficios esperados" es mucho más importante que en las empresas pequeñas. A partir del modelo teórico de Lorenzoni y Walentin (2004), se deriva que el grado de persistencia de los shocks es uno de los principales determinantes de la magnitud y significatividad del coeficiente de  $(CF/K)_t$  en la ecuación de inversión. Si se incorpora al marco analítico la existencia de asimetría de información (entre "managers" y operadores de mercado) y racionalidad limitada (con el mercado aprendiendo a diferenciar lentamente entre shocks transitorios y permanentes) podemos obtener resultados particularmente relevantes para explicar la "paradoja del efecto tamaño".

En efecto, cuando una empresa enfrenta un shock de beneficios de carácter persistente, tanto esta variable como la  $Q$  *marginal* (variable únicamente accesible para el administrador y los accionistas de la empresa) aumentan, al igual que la inversión. Por el contrario, la asimetría informativa y el proceso de aprendizaje llevan a que el mercado no ajuste los precios de manera inmediata.<sup>62</sup> Por ende la  $Q$  de Tobin ( $Q$  *media u* observada) no se incrementa de manera significativa (pudiendo incluso caer en el corto plazo, debido al paulatino crecimiento del stock de capital<sup>63</sup>) generando que gran parte de la correlación entre inversión y beneficios corrientes no se deba a la existencia de restricciones al financiamiento sino al control inapropiado del efecto "beneficios esperados".<sup>64</sup> Por el contrario, cuando el shock es de carácter transitorio, la  $Q$  *marginal* no tiene por qué aumentar, y por ende, es correcto suponer que la  $Q$  *observada* tampoco se modifique. En este caso, el sesgo de estimación debido al control inapropiado del efecto "beneficios esperados" desaparece.

En definitiva, las empresas que enfrenten shocks de beneficios más persistente tendrán coeficientes de  $(CF/K)_t$  más elevados en la ecuación de inversión, con un sesgo que dependerá de la efectividad de las variables de control que puedan incluirse para captar de manera apropiada la dinámica de la  $Q$  *marginal*. En relación a la "paradoja del efecto tamaño", nuestra hipótesis consiste en asumir que las grandes empresas enfrentan shock de beneficios más persistentes que las pequeñas debido a las características intrínsecas de los mercados de pertenencia.

En general, las grandes empresas operarían en mercados monopólicos u oligopólicos. Esto reduce significativamente una de las principales fuentes de volatilidad intertemporal de las ventas y los beneficios: las guerras de precios y

<sup>62</sup>Es bien sabido que los datos contables llegan con cierto rezago al mercado y que los mismos no siempre incluyen toda la información relevante como para que los agentes del mercado puedan diferenciar de manera inmediata qué tipo de shocks son transitorios y cuáles permanentes. Si los agentes son aversos al riesgo, trataran de suavizar el sendero de los retornos, ajustando lentamente a las novedades del mercado, tratando la mayor parte de las mismas como shocks (inicialmente) transitorios.

<sup>63</sup>Mientras los operadores ajenos a la firma no identifiquen al shock como permanente, no existirá ninguna modificación sustancial de las expectativas en torno a los beneficios esperados de la empresa, con lo cual cualquier incremento en el stock de capital tenderá a reducir la  $Q$  observada a partir de los precios de mercado.

<sup>64</sup>Para una explicación más detallada ver el Anexo.

diversas disputas competitivas destinadas a capturar una mayor parte del mercado. Al mismo tiempo, las grandes empresas suelen operar en mercados regulados y/o que proveen a la comunidad de bienes y servicios de primera necesidad (o, más precisamente, con una baja elasticidad "ingreso" de la demanda<sup>65</sup>). Estos mercados son menos sensibles a las condiciones macroeconómicas, reduciendo así una fuente alternativa de volatilidad para ventas y beneficios. Finalmente, la volatilidad reduce la persistencia de las series: en contextos inestables -volátiles-, las condiciones que determinan un shock particular de beneficios pueden revertirse rápidamente, lo cual impide que los distintos efectos perduren en el tiempo. En consecuencia, las ventas y beneficios de las grandes empresas presentarían un sendero de crecimiento más suave y persistente (o autocorrelacionado) que el de las pequeñas.

De esta manera, la "paradoja del efecto tamaño" en el análisis de las restricciones al financiamiento a partir de las ecuaciones de inversión puede explicarse sencillamente a partir de un conjunto de supuestos razonables que se convalidan empíricamente en la sección 4 del anexo. En este sentido, que los coeficientes de  $(CF/K)_t$  sean más elevados para las grandes empresas no significa que las mismas sufran mayores restricciones al financiamiento externo (ni tampoco que sus problemas de agencia determinen una mayor sensibilidad de la inversión al flujo de beneficios). Por el contrario, nuestras hipótesis y la evidencia empírica disponible parecerían señalar que el coeficiente de interés es menor para las pequeñas empresas debido a que la persistencia de los shocks de beneficios se reduce con el tamaño de la firma (lo cual reduce a su vez el sesgo por disociación entre la  $Q$  marginal y la  $Q$  observada).

Considerando las hipótesis previamente mencionadas, el controlar por la persistencia de los shocks de beneficios, permitiría mejorar las estimaciones, evitando así la "paradoja del efecto tamaño". Sin embargo, sería necesario para ello estimar previamente un modelo autorregresivo de los beneficios por firma y por período que (según el tamaño de la ventana móvil que se utilice para obtener las estimaciones "rolling"), reduciría sustancialmente los grados de libertad disponibles para estimar la ecuación de inversión.

Una alternativa más razonable consiste en corregir al mismo tiempo los problemas de endogeneidad (de los beneficios corrientes cuando se corrige por HINO) y de variables omitidas (la falta de control por diferencias en la persistencia de los shocks de beneficios), reemplazando en la ecuación de inversión a la variable "beneficios corrientes"  $((CF/K)_t)$  por el primer rezago de la variable "tenencia de activos líquidos"  $((TAL/K)_{t-1})$ , tal como se describe en la sección metodológica (4.2.4).

A diferencia de los beneficios corrientes, la tenencia de activos líquidos no tiene un efecto informativo relevante para los beneficios futuros esperados y, por lo tanto, no se encuentra correlacionada con la  $Q$  marginal.<sup>66</sup> Más aún, la

<sup>65</sup> Como se verifica en los casos de las grandes empresas petroleras o de servicios públicos.

<sup>66</sup> De manera que su relación con la tasa de inversión no puede contaminarse por el grado

sensibilidad de la inversión a  $(TAL/K)_{t-1}$  es un indicador robusto de restricciones al financiamiento que puede estimarse consistente y eficientemente sin instrumentalizar la variable dependiente, debido a que la misma no es predeterminanda (como sí lo era  $(CF/K)_t$ ), sino estrictamente exógena (no existe una relación teórica específica que determine una relación de causalidad que vaya desde la inversión en  $t$  hacia el grado de liquidez de los activos de la empresa en  $t$ ,  $t + 1$  o períodos posteriores). Por estos motivos, el Cuadro 8 presenta los resultados obtenidos para la ecuación de inversión modificada, en la cual hemos reemplazado a  $(CF/K)_t$  por  $(TAL/K)_{t-1}$ .

**Cuadro 8. Resultados empíricos para los modelos estáticos y dinámicos de inversión, con identificación alternativa de las restricciones al financiamiento**

	(1) OLS	(2) RE	(3) FE	(4) FE-AR	(5) GLS	(6) FE-BC
$(TAL/K)_{t-1}$	0.175 (0.056)***	0.182 (0.045)***	0.184 (0.050)***	0.177 (0.054)***	0.117 (0.044)***	0.174 (.050)***
$GS_t$	0.078 (0.017)***	0.075 (0.011)***	0.075 (0.012)***	0.05 (0.009)***	0.034 (0.008)***	0.102 (.012)***
$Q_t$	-0.007 (0.010)***	0.000 (0.009)	0.008 (0.011)	-0.013 (0.013)	-0.003 (0.008)	0.001 (0.001)
$(\overline{CF_b/K})_t$	0.675 (0.158)***	0.755 (0.138)***	0.904 (0.156)***	0.265 (0.224)	0.299 (0.142)**	0.414 (.160)***
$(I/K)_{t-1}$						0.333 (.019)***
Observaciones	1297	1297	1297	1237	1296	1269
R cuadrado	0.54	0.54	0.56	0.55		
Unidades de corte transv.		60	60	59	59	
Media de los errores al cuad.	0.058	0.058	0.062	0.055	0.046	0.0372
Hausman test (FE vs. RE)		83.65				
Hausman prob.		0.000				
Wald test (correlación serial)			222.406			
Wald prob.			0.000			
Wald test mod. (heterocedasticidad)			20067.83			
Wald test modificado prob.			0.000			

En todos los casos, la variable dependiente es  $(I/K)_t$ . Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Nota: Las siglas OLS, RE, FE, FE-AR, GLS y FE-BC, representan a los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios, efectos aleatorios, efectos fijos, efectos fijos con corrección por autocorrelación de primer orden, mínimos cuadrados generalizados (con corrección por autocorrelación de primer orden y heterocedasticidad) y efectos fijos corregido por sesgo dinámico (ver sección metodológica). Los distintos test de especificación que se presentan en la parte inferior de la tabla se explican más detalladamente en la sección metodológica. Los coeficientes de las variables indicatrices temporales se han omitido por cuestión de espacio. Los estimadores dinámicos GMM-FD y GMM-SYS no se han incluido en la tabla ya que, al igual que para el modelo de inversión tradicional, los instrumentos internos son débiles y las estimaciones resultantes sesgadas y poco eficientes.

de persistencia de los shocks de beneficios.

**Cuadro 9. Resultados comparativos de la ecuación de inversión para distintos grupos de empresas (con identificación alternativa de las restricciones al financiamiento)**

	Modelo estático (GLS)		Modelo dinámico (FE-BC)	
	Grandes	Pequeñas	Grandes	Pequeñas
$(TAL/K)_{t-1}$	-0.090 (0.097)	0.220 (0.058)***	-0.031 (0.129)	0.238 (0.088)***
$GS_t$	0.027 (0.010)***	0.057 (0.018)***	0.102 (0.017)***	-0.000 (0.024)
$Q_t$	-0.010 (0.014)	0.003 (0.011)	0.000 (0.002)	0.035 (0.018)*
$(CF_b/K)_t$	0.203 (0.352)		0.310 (0.324)	-0.310 (0.276)
$(I/K)_{t-1}$			0.360 (0.028)***	0.328 (0.042)***
Observaciones	465	318	487	323
Unidades de corte transv.	20	21	22	21
	Pagan Div.	No pagan Div.	Pagan Div.	No pagan Div.
$(TAL/K)_{t-1}$	0.005 (0.066)	0.192 (0.059)***	-0.177 (0.076)**	0.304 (0.066)***
$GS_t$	0.016 (0.009)*	0.073 (0.013)***	0.057 (0.017)***	0.123 (0.016)***
$Q_t$	0.002 (0.017)	-0.01 (0.009)	0.002 (0.019)	0.001 (0.001)
$(CF_b/K)_t$	0.213 (0.262)	0.357 (0.176)**	0.109 (0.265)	0.482 (0.200)**
$(I/K)_{t-1}$			0.212 (0.034)***	0.355 (0.023)***
Observaciones	473	823	485	880
Unidades de corte transv.	18	41	18	42
	No Transables	Transables	No Transables	Transables
$(TAL/K)_{t-1}$	0.008 (0.126)	0.126 (0.048)***	0.414 (0.179)**	0.153 (0.055)***
$GS_t$	0.019 (0.013)	0.042 (0.011)***	0.086 (0.028)***	0.11 (0.014)***
$Q_t$	0.019 (0.02)	-0.009 (0.009)	-0.021 (0.023)	0.001 (0.001)
$(CF_b/K)_t$	1.397 (0.520)***	0.164 (0.149)	1.69 (0.560)***	0.255 (0.174)
$(I/K)_{t-1}$			0.262 (0.037)***	0.344 (0.025)***
Observaciones	429	797	443	848
Unidades de corte transv.	19	36	19	37

En todos los casos, la variable dependiente es  $(I/K)_t$ . Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%. Los resultados comparativos de los restantes estimadores son similares a los que se presentan en esta tabla y pueden solicitarse a los autores.

Al analizar en forma conjunta los resultados de los cuadros 8 y 9, surgen interesantes conclusiones. En el cuadro 8 se aprecia que el coeficiente de interés resulta siempre significativo al 1% (independientemente del estimador utilizado) y es mucho más robusto que el obtenido con la variable beneficios como instrumento de identificación de las restricciones al financiamiento (comparar la variación del coeficiente de  $(CF/K)_t$  entre las distintas columnas del Cuadro 4 con la variación del coeficiente de  $(TAL/K)_{t-1}$  entre las distintas columnas del Cuadro 8).

Al examinar las estimaciones para los distintos grupos de empresas, que se observan en el Cuadro 9, surge que los resultados contra-intuitivos que se obtenían con el modelo anterior (aquel que utilizaba  $(CF/K)_t$  en lugar de  $(TAL/K)_{t-1}$  como variable de interés para la identificación de restricciones al financiamiento) solamente se mantienen en el modelo dinámico para el caso de las empresas transables y no transables. Para los otros dos agrupamientos, los coeficientes son coherentes con los supuestos a priori, señalando la existencia de restricciones al financiamiento para las empresas más pequeñas y que no pagan dividendos.

El hecho de que los resultados teóricos del corte por grado de competencia externa sean particularmente dependientes del régimen cambiario (el cual se ha modificado radicalmente a partir de 2002), podría ayudar a explicar los resultados obtenidos con el estimador dinámico del nuevo modelo (las columnas del Cuadro 9 correspondientes al estimador  $FE - BC$ , para el caso del corte por grado de competencia). Si la mayor parte de la varianza de la variable dependiente se observa a partir de 2001-2002, no resulta extraño que el coeficiente obtenido pondere más la relación existente entre las distintas variables del modelo a partir de la crisis. Es bien sabido que luego de la crisis, el régimen cambiario favorece a las empresas transables, de manera que las intuiciones señaladas en la sección metodológica se revierten y la diferencia de coeficientes obtenidas con el estimador  $FE - BC$  (entre transables y no transables) deja de ser contra-intuitiva. Sin embargo, esta explicación parece algo forzada, ya que la mayor parte de la muestra corresponde a un período de apreciación cambiaria que favoreció notablemente a las empresas del sector no transable.

En resumen, aún cuando el nuevo modelo soluciona parte de los problemas de estimación del modelo original (sesgo por endogeneidad, sesgo por falta de control del efecto "beneficios esperados", robustez de las estimaciones a los distintos estimadores, eficiencia de las estimaciones del coeficiente de interés, etc.), la incapacidad de la nueva especificación de reproducir los resultados teóricos para el agrupamiento de las empresas por grado de competencia externa nos motiva a examinar una estrategia alternativa de estimación, basada (como hemos visto en la sección teórica) en la contribución de Almeida, Campello y Weisbach (ACW, 2003).

### 5.3.2 Ecuación de tenencia de activos líquidos

Evaluar la sensibilidad de las tenencias de activos líquidos al flujo de caja (*cash flow* o beneficios netos del pago de dividendos), constituye, tal como se señalara en la sección teórica, una manera alternativa de identificar la existencia de restricciones al financiamiento. Al replicar la especificación más extendida del modelo de ACW<sup>67</sup>, obtenemos para nuestra muestra los resultados que se presentan en los cuadros 10 y 11.

**Cuadro 10. Resultados de los distintos estimadores del modelo de variación de tenencias de activos líquidos.**

	(1) OLS	(2) FE	(3) RE	(4) FE-AR	(5) GLS	(6) IV-FE
$(CF_c/K)_t$	0.222 (0.058)***	0.279 (0.045)***	0.222 (0.037)***	0.29 (0.047)***	0.084 (0.023)***	0.292 (0.073)***
$Q_t$	-0.006 (0.003)*	-0.011 (0.004)***	-0.006 (0.002)**	-0.01 (0.004)***	-0.003 (0.001)**	-0.007 (0.005)
$\text{Log}(\text{Activos})_t$	0.001 (0.001)	0.006 (0.004)	0.001 (0.001)	0.005 (0.005)	0.001 (0.000)*	0.005 (0.005)
$(\Delta\text{NWC}/K)_t$	-0.155 (0.042)***	-0.165 (0.014)***	-0.155 (0.014)***	-0.167 (0.015)***	-0.086 (0.011)***	-0.125 (0.069)*
$(I/K)_t$	-0.019 (0.008)**	-0.021 (0.007)***	-0.019 (0.006)***	-0.018 (0.007)***	-0.004 (0.003)	-0.023 (0.011)**
$(\Delta\text{DFCP}/K)_t$	-0.05 (0.029)*	-0.055 (0.012)***	-0.05 (0.012)***	-0.06 (0.012)***	-0.025 (0.009)***	-0.129 (0.045)***
Observaciones	1483	1483	1483	1418	1481	1329
R cuadrado	0.09	0.06	0.1	0.06		0.04
Unidades de corte transv.		65	65	63	63	61
Media de los errores al cuad.	0.0016	0.0048	0.0016	0.0043	0.00035	0.0027
Hausman test (FE vs. RE)			11.94			
Hausman prob.			0.063			
Wald test (correlación serial)		0.034				
Wald prob.		0.854				
Wald test mod. (heterocedasticidad)		120000				
Wald test modificado prob.		0.000				
Sargan test (validez de los instrumentos)						3.288
Sargan prob.						0.3493

En todos los casos, la variable dependiente es  $(\Delta\text{TAL}/K)_t$ . Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Nota: En (6) los instrumentos utilizados para las variables  $(\Delta\text{NWC}/K)_t$ ,  $(I/K)_t$  y  $(\Delta\text{DFCP}/K)_t$  fueron  $K_{t-1}$ ,  $K_{t-2}$ ,  $(I/K)_{t-1}$ ,  $(\text{NWK}/K)_{t-1}$ ,  $(\text{DFCP}/K)_{t-1}$ ,  $\text{GS}_{t-1}$  y las distintas variables indicatrices temporales. Las siglas OLS, RE, FE, FE-AR, GLS y IV-FE, representan a los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios, efectos aleatorios, efectos fijos, efectos fijos con corrección por autocorrelación de primer orden, mínimos cuadrados generalizados (con corrección por autocorrelación de primer orden y heterocedasticidad) y variables instrumentales con efectos fijos (ver sección metodológica). Los distintos test de especificación que se presentan en la parte inferior de la tabla se explican más detalladamente en la sección metodológica. Los coeficientes de las variables indicatrices temporales se han omitido por cuestión de espacio.

Como señalamos en la sección metodológica, el modelo de tenencias de activos líquidos elimina por definición el problema de sesgo por endogeneidad (o por el control de la misma con instrumentos débiles) para la variable de interés.

<sup>67</sup> Para una descripción más detallada del modelo finalmente estimado, así como también de los distintos estimadores involucrados en el análisis, ver sección metodológica (4.3).

En este sentido, las estimaciones de los coeficientes de  $(CF_c/K)_t$  en el modelo de tenencias de activos líquidos serían mas consistentes (al evitar una fuente de sesgo particularmente difícil de tratar) y eficientes (al evitar la necesidad de recurrir a diversas estrategias de instrumentalización para la variable de interés) que en los modelos de inversión.

Los resultados del Cuadro 10, nos permiten ratificar la hipótesis de eficiencia,<sup>68</sup> en tanto que los problemas de endogeneidad (o débil instrumentalización<sup>69</sup>) de  $(CF_c/K)_t$  en el modelo de inversión, convalidan nuestra hipótesis de mayor consistencia. A pesar de observar una (levemente) mayor variabilidad inter-estimador del coeficiente de  $(CF_c/K)_t$  (en términos relativos a las estimaciones obtenidas para el último de los modelos de inversión), los resultados muestran una relación entre variación de tenencias de activos líquidos y beneficios netos de dividendos que resulta positiva y significativamente distinta de cero, cualquiera sea el método de estimación utilizado. Esta evidencia adicional de restricciones al financiamiento, se refuerza notablemente a partir de los resultados del Cuadro 11.

---

<sup>68</sup> Comparar los desvíos estándar obtenidos para los distintos coeficientes de  $(CF_c/K)_t$  en el cuadro 10, con aquellos que se reportan en los modelos de inversión para la misma variable (cuadros 4, 6 y 8).

<sup>69</sup> Ver cuadros 4 y 6, con sus respectivos comentarios.

**Cuadro 11. Resultados comparativos de la ecuación de tenencias de activos líquidos para distintos grupos de empresas**

	Sin instrumentos (GLS)		Con instrumentos (IV-FE)	
	Grandes	Pequeñas	Grandes	Pequeñas
$(CF_c/K)_t$	0.036 (0.045)	0.136 (0.039)***	0.082 (0.124)	0.432 (0.128)***
$Q_t$	-0.001 (0.003)	-0.005 (0.002)**	-0.006 (0.007)	-0.007 (0.009)
$\text{Log}(\text{Activos})_t$	-0.001 (0.001)	-0.0004 (0.002)	-0.015 (0.013)	-0.002 (0.010)
$(\Delta\text{NWC}/K)_t$	-0.068 (0.034)**	-0.101 (0.017)***	0.323 (0.178)*	-0.129 (0.083)
$(I/K)_{t-1}$	0.001 (0.004)	0.002 (0.006)	0.014 (0.017)	-0.043 (0.029)
$(\Delta\text{DCP}/K)_t$	0.005 (0.033)	-0.028 (0.012)**	0.154 (0.146)	-0.082 (0.043)*
Observaciones	524	366	465	328
	Pagan Div.	No pagan Div.	Pagan Div.	No pagan Div.
$(CF_c/K)_t$	0.013 (0.038)	0.14 (0.028)***	0.111 (0.115)	0.376 (0.086)***
$Q_t$	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.001)	-0.018 (0.008)**	-0.005 (0.005)
$\text{Log}(\text{Activos})_t$	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)**	-0.002 (0.012)	0.006 (0.005)
$(\Delta\text{NWC}/K)_t$	-0.178 (0.030)***	-0.067 (0.012)***	-0.108 (0.150)	-0.123 (0.068)*
$(I/K)_{t-1}$	0.0003 (0.005)	-0.007 (0.003)**	-0.004 (0.020)	-0.029 (0.013)**
$(\Delta\text{DCP}/K)_t$	-0.066 (0.030)**	-0.02 (0.010)**	-0.169 (0.123)	-0.082 (0.042)*
Observaciones	517	964	477	852
	No Transables	Transables	No Transables	Transables
$(CF_c/K)_t$	-0.101 (0.047)**	0.144 (0.029)***	-0.041 (0.121)	0.37 (0.090)***
$Q_t$	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.001 (0.006)	-0.011 (0.006)*
$\text{Log}(\text{Activos})_t$	0.002 (0.001)**	0.0008 (0.001)	0.008 (0.008)	0.007 (0.007)
$(\Delta\text{NWC}/K)_t$	-0.071 (0.025)***	-0.099 (0.014)***	-0.052 (0.064)	-0.176 (0.082)**
$(I/K)_{t-1}$	0.0004 (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.014 (0.015)	-0.02 (0.016)
$(\Delta\text{DCP}/K)_t$	-0.011 (0.023)	-0.036 (0.011)***	-0.094 (0.068)	-0.126 (0.055)**
Observaciones	425	780	440	844

En todos los casos, la variable dependiente es  $(\Delta\text{TAL}/K)_t$ . Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%. Para el estimador IV-FE se utilizaron los mismos instrumentos que se describen en el cuadro 10.

A diferencia de los resultados obtenidos con la especificación de la ecuación de inversión, que mostraba dificultades al momento de corroborar ciertos hechos estilizados de la literatura de restricciones financieras, las estimaciones que se presentan en el Cuadro 11 nos permiten señalar que el modelo de ACW reproduce mucho más apropiadamente las intuiciones teóricas subyacentes a las distintas estrategias de corte o agrupamiento que se describen en la sección metodológica. De esta manera, las empresas pequeñas, que no pagan dividendos o pertenecen al sector transable reportan una fuerte sensibilidad de las tenencias de activos líquidos al flujo de fondos propios (beneficios netos de dividendos), en tanto que las grandes empresas, pertenecientes a sectores no transables o que pagan dividendos presentan coeficientes no significativamente distintos de cero para esta relación.

Los resultados de los Cuadros 10 y 11 parecerían consolidar la idea de que, teórica y empíricamente, el modelo de ACW permite solucionar los problemas de identificación de los distintos modelos de inversión, ayudando a obtener estimaciones más confiables para examinar la existencia de restricciones al financiamiento a nivel firma. Aún así, subsisten todavía dos debilidades potenciales relacionadas con la forma de modelizar las decisiones financieras de la empresa. AAC han señalado recientemente que el análisis de las restricciones al financiamiento debe desarrollarse en un contexto de decisiones simultáneas de la empresa entre acumular activos líquidos y/o pagar deudas pre-existentes. En el modelo de ACW se tiene en cuenta esta interdependencia y se intenta solucionar el problema de simultaneidad instrumentalizando los usos alternativos de los beneficios netos de dividendos de la manera descrita en la sección metodológica.

Tal como surge de los resultados empíricos, esta estrategia de instrumentalización resulta válida (ver el test de Sargan en el Cuadro 10) pero no redundando en un poder explicativo muy elevado (el  $R^2$  del estimador  $IV - FE$  es llamativamente bajo, incluso para un modelo en el cual la variable dependiente se encuentra expresada en primeras diferencias). Aún cuando ello no significa necesariamente que exista un sesgo potencial en la estimación de nuestro coeficiente de interés, presentamos a continuación una estrategia de estimación alternativa que permite controlar el problema de "simultaneidad", incrementando al mismo la fracción de la varianza total de las variables dependientes que puede explicarse a partir de las variables del modelo.

### 5.3.3 Modelo de ecuaciones simultáneas

Las empresas toman decisiones conjuntas y simultáneas acerca del uso y aplicación de fondos propios a los diferentes fines alternativos. Estos incluyen no sólo a la inversión y las tenencias de activos líquidos sino también el financiamiento del capital de trabajo neto, la cancelación de deudas y pasivos y el

pago de dividendos<sup>70</sup>. El tratamiento adecuado de la simultaneidad involucrada en estas decisiones exige ir más allá de la mera utilización de variables de control para usos alternativos. De hecho, considerar la simultaneidad de las decisiones involucradas permite evaluar con mayor precisión, tal como se mencionara en la sección metodológica, el alcance de las restricciones financieras que sufren las empresas y las implicancias que imponen las mismas sobre las decisiones financieras y de inversión.<sup>71</sup>

La especificación utilizada en el presente estudio incluye cuatro ecuaciones simultáneas: i) ecuación de deuda, ii) ecuación de activos líquidos (*cash holdings*), iii) ecuación de inversión y, iv) ecuación de capital de trabajo neto. Como hemos visto, las empresas de la muestra no presentan una política definida de pago de dividendos, esta situación resta variabilidad a la variable por lo tanto se decidió no incluir una ecuación que contemplara el pago de dividendos como una aplicación alternativa del *cash flow*. Sin embargo, con el objeto de evitar sesgos y de dotar de mayor eficiencia a las estimaciones, se redefinió la variable correspondiente al coeficiente de *cash flow* en las cuatro ecuaciones para considerar el nivel de *cash flow* neto de dividendos pagados. En relación a la ecuación de deuda, la misma se incluye como un potencial indicador adicional de restricciones al financiamiento. Tal como plantean AAC, la propensión que muestren las empresas a destinar sus flujos de fondos al repago de deuda puede ser un indicador de la presencia de restricciones financieras. En caso de estar restringidas las empresas tenderán a acumular activos líquidos siendo menos propensas a adelantar el repago de deudas corrientes, contrariamente al postulado tradicional que considera al *cash flow* adicional como equivalente a "deuda negativa".

Las regresiones correspondientes al sistema de ecuaciones simultáneas se realizan por cuatro métodos alternativos,<sup>72</sup> incluyendo la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (*OLS*) que trata a cada ecuación de manera independiente. El método de ecuaciones aparentemente no correlacionadas (*SUR*), tiene en cuenta la correlación de errores entre las ecuaciones consideradas. En tanto que el método de mínimos cuadrados en dos etapas (*2SLS*) permite corregir por endogeneidad y el método de mínimos cuadrados en tres etapas (*3SLS*) corrige tanto por endogeneidad como por correlación entre los errores. Al igual que en las especificaciones anteriores el análisis se realizó para la muestra en su conjunto y para las empresas consideradas en grupos.

---

<sup>70</sup>Para un tratamiento exhaustivo de la aplicación de flujos de fondos propios a fines alternativos ver el trabajo de Apreda, R. (2005), quien analiza el enfoque de flujo de cajas incrementales en un contexto de asimetrías de información y problemas de gobernanza corporativa.

<sup>71</sup>Básicamente, la mayor precisión del modelo de ecuaciones simultáneas se deriva del control por la existencia de shocks comunes que afectan a los distintos usos alternativos de los beneficios netos de dividendos y también del hecho de no tener que utilizar diversas estructuras de rezagos (potencialmente débiles) para instrumentalizar las variables endógenas de las distintas ecuaciones.

<sup>72</sup>Ver sección metodológica 4.4.

**Cuadro 12. Resultados de la forma estructural de sistema de ecuaciones simultáneas. Estimador 3SLS**

	$(\Delta\text{DFCP}/K)_t$	$(\Delta\text{TAL}/K)_t$	$(I/K)_t$	$(\Delta\text{NWC}/K)_t$
$(\text{CF}_d/K)_t$	-0.302 (0.177)*	0.169 (0.063)***	0.089 (0.189)	0.55 (0.087)***
$Q_t$	0.000 (0.003)	-0.001 (0.001)	0.003 (0.003)	-0.002 (0.002)
$\text{Log}(\text{Activos})_t$	0.051 (0.020)**	-0.017 (0.016)	-0.07 (0.024)***	-0.047 (0.029)
$(\Delta\text{TAL}/K)_t$	-0.316 (0.536)		1.111 (0.482)**	-0.588 (0.399)
$(I/K)_t$	0.707 (0.149)***	-0.039 (0.186)		-0.234 (0.376)
$(\Delta\text{NWC}/K)_t$	0.169 (0.241)	-0.189 (0.048)***	0.149 (0.242)	
$(D/K)_t$	0.225 (0.132)*			
$(\Delta\text{DFCP}/K)_t$		0.147 (0.214)	1.036 (0.056)***	0.271 (0.395)
$(\text{TAL}/K)_t$		0.160 (0.034)***		
$(\text{NWC}/K)_t$				0.131 (0.016)***
$K_t$			0.000	
Observaciones	1339	1339	1339	1339
R cuadrado	0.99	0.96	0.99	0.75

En todos los casos, el estimador utilizado es el 3SLS. Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%. Los resultados obtenidos para los otros estimadores (2SLS y SUR) no difieren sustancialmente y pueden obtenerse solicitándolos a los autores.

Los resultados para toda la muestra se reflejan en el Cuadro 12 y en el Gráfico 15. Los mismos corroboran la presencia de restricciones al financiamiento, tanto en la forma estructural como en la forma reducida del modelo.

A partir de la forma estructural (efecto parcial) surgen los siguientes resultados:

1. La sensibilidad de las tenencias de activos líquidos al *cash flow* es positiva y significativa;
2. También es significativa, como era de esperar, la sensibilidad del capital de trabajo neto al *cash flow*, en tanto que
3. La sensibilidad del nivel de deuda con relación al *cash flow* es negativa aunque escasamente significativa desde el punto de vista estadístico (no

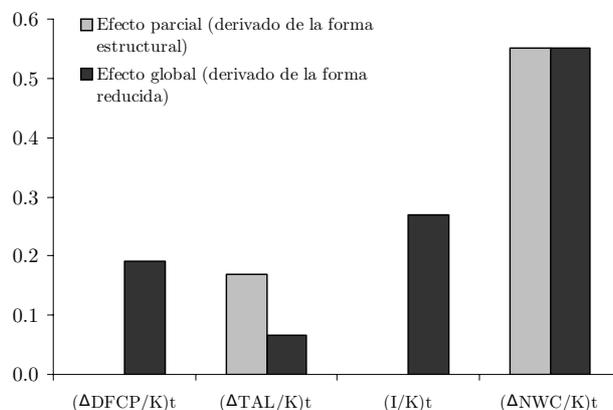


Gráfico 15: Sensibilidad de los distintos usos alternativos de los beneficios retenidos a un incremento en  $(CF_d/K)_t$ . Evaluación comparativa de los resultados obtenidos a partir de la forma estructural con aquellos derivados de la forma reducida del sistema de ecuaciones simultáneas.

es significativamente distinta de cero al 1 ni al 5%); y iv) la sensibilidad de la inversión al *cash flow* no pareciera ser distinta de cero ni siquiera al 10% de significatividad.

En la forma reducida (efecto global), los resultados son similares con las siguientes salvedades:

1. Al tener en cuenta las interrelaciones existentes entre los regresores de las distintas ecuaciones, la sensibilidad de la inversión al *cash flow* resulta positiva (y significativamente distinta de cero), y
2. La sensibilidad de la deuda a los beneficios netos de dividendos también se vuelve relevante, aunque con signo positivo (en franca oposición al signo del mismo coeficiente en la forma estructural).

La ausencia de una correlación negativa relevante entre deuda y beneficios netos de dividendos, así como la notable dependencia de la inversión, el capital circulante y la tenencia de activos líquidos a la disponibilidad de fondos propios, da cuenta nuevamente de la existencia de racionamiento de crédito, aunque con una precisión agregada mucho mayor que la del modelo uniecuacional de tenencias de activos líquidos (ver los distintos  $R^2$  del Cuadro 12 y compararlos con el  $R^2$  del estimador  $IV - FE$  del Cuadro 10).

Lamentablemente, los resultados no son tan robustos cuando se analizan los coeficientes obtenidos para los distintos sub-grupos de empresas (ver Cuadro 13).

**Cuadro 13. Efectos directos y globales de los beneficios netos (del pago de dividendos) sobre las distintas variables dependientes del sistema de ecuaciones.**

	Efecto directo			
	$(\Delta DFCP/K)_t$	$(\Delta TAL/K)_t$	$(I/K)_t$	$(\Delta NWC/K)_t$
Empresas grandes	-0.329 (0.112)***	0.113 (0.064)*	0.32 (0.185)*	0.313 (0.167)*
Empresas pequeñas	0.09 -0.296	0.218 (0.087)**	0.941 (0.262)***	0.736 (0.088)***
Empresas transables	-0.351 -1.136	0.185 -0.143	0.001 -0.243	0.485 -0.475
Empresas no transables	-0.826 (0.512)	0.069 (0.075)	0.621 (0.280)**	0.426 (0.191)**
Empresas que pagan div.	-1.48 (1.706)	0.427 (0.169)**	1.116 (0.316)***	0.715 (0.262)***
Empresas que no pagan div.	-0.006 (0.367)	0.038 (0.152)	-0.034 (0.248)	0.412 (0.536)
	Efecto global			
Empresas grandes	-0.331	-0.073	-0.223	
Empresas pequeñas		0.102	0.137	0.620
Empresas transables				
Empresas no transables	0.392		0.621	0.351
Empresas que pagan div.		0.067	0.128	0.715
Empresas que no pagan div.				

En todos los casos, el estimador utilizado es el 3SLS (ver sección metodológica). En el panel superior del cuadro se presentan los coeficientes correspondientes a la variable  $(CF_d/K)_t$ , en cada una de las ecuaciones de la forma estructural, con sus respectivos errores estándar entre paréntesis. En el panel inferior, se presentan los efectos globales de  $(CF_d/K)_t$  sobre las distintas variables dependientes, obtenidos a partir de la forma reducida del sistema de ecuaciones. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Nota: Los coeficientes de las variables de control se omiten por una cuestión de espacios. De la misma manera, en el panel inferior hemos omitido los efectos globales que no resultan significativamente distintos de cero, a los efectos de facilitar la lectura del cuadro. Los resultados que se derivan de los estimadores 2SLS y SUR son similares a los que se presentan en el cuadro y pueden obtenerse solicitándolo a los autores.

Si bien los resultados de la división por "tamaño" reproducen las intuiciones básicas de los modelos teóricos (al revelar, tanto en la forma reducida como en la forma estructural, que las empresas pequeñas están sujetas a un mayor nivel de restricciones financieras<sup>73</sup>), los resultados de las restantes estrategias de agrupamiento parecieran generar conclusiones parcialmente contra-intuitivas (además de obtener para estas estimaciones  $R^2$  tanto o más bajos que los correspondientes al modelo uniecuacional de tenencias de activos líquidos).

Tomando la evidencia empírica en su conjunto, y analizando detalladamente

<sup>73</sup> Esto se observa tanto por la sensibilidad de la acumulación de activos líquidos a la disponibilidad de fondos propios, como por la sensibilidad de la inversión al mismo coeficiente. Adicionalmente, se observa que el coeficiente correspondiente a los fondos propios no es significativo en la ecuación de deuda, contrariamente a lo que sucede para el caso de las grandes empresas, donde el mismo es significativo y negativo. Esto indicaría que para este último grupo de empresas los flujos de fondos son asimilables a deuda negativa. En el caso de las empresas pequeñas esto es un indicador adicional de restricción financiera, donde las empresas consideran que la acumulación de fondos propios y la cancelación de deuda no son sustitutos perfectos.

los resultados obtenidos a partir de los distintos modelos examinados y los diversos estimadores alternativos disponibles, se llega a la conclusión de que la mejor manera de identificar la existencia de restricciones al financiamiento consiste en utilizar la forma extendida del modelo de tenencias de activos líquidos de ACW, instrumentalizando las variables endógenas y controlando la HINO con la transformación del modelo a partir del estimador de efectos fijos ( $IV - FE$ ). En la siguiente sección, aplicamos esta metodología a sucesivas ventanas móviles de nuestra base de datos para obtener una serie de tiempo de los coeficientes que nos permiten identificar la existencia de restricciones al financiamiento. Luego, combinamos esta información con datos externos para examinar los determinantes macroeconómicos del nivel de las restricciones financieras.

## 6 La macroeconomía del racionamiento

En esta sección se evalúan los determinantes macroeconómicos de las restricciones financieras. El acceso al financiamiento y, por ende, las decisiones de estructura financiera y de inversión de las empresas pueden verse afectadas por el entorno macroeconómico y por las políticas económicas. Por un lado, estas pueden modificar la disponibilidad de servicios financieros, en términos de volumen, diversidad y condiciones. Por otro lado, pueden afectar directamente a las empresas, condicionando el acceso de las mismas al financiamiento de terceros. Por último, en condiciones especiales pueden agravar y amplificar los problemas informacionales en detrimento del acceso a financiamiento para determinado tipo de empresas, por ejemplo en contextos de crisis bancarias que afectan sensiblemente a aquellas empresas que dependen de las relaciones bancarias para acceder al financiamiento.

A fin de realizar la contrastación empírica se seleccionó la configuración correspondiente a la sensibilidad de las variables de fondos propios netos de dividendos del modelo de tenencias de activos líquidos, como medida representativa del nivel de restricciones financieras enfrentadas por las empresas (apartado 5.3.2). Esta variable se estimó utilizando el método de ventanas móviles de 16 trimestres, que consiste en generar sub muestras parcialmente superpuestas de entre 200 y 600 observaciones, dependiendo de los trimestres involucrados y por el propio desbalance del panel de empresas de la muestra. En base a las consideraciones desarrolladas en la sección precedente se eligió el estimador correspondiente a la metodología de variables instrumentales y efectos fijos ( $IV - FE$ ) por ser el estimador más robusto entre los diferentes modelos y especificaciones econométricas evaluadas.

Como variables explicativas se incluyeron variables macroeconómicas, entre las cuáles se destacan las representativas de las políticas fiscal, monetaria y cambiaria. Estas variables son: el PBI (signo esperado negativo), la volatilidad macroeconómica (signo esperado positivo), la tasa de inflación (signo esper-

ado positivo), variables financieras tales como, el nivel de M2 (signo esperado negativo), el Merval (signo esperado negativo) y el riesgo país (signo esperado positivo). Asimismo se incluyó una medida relacionada con la política fiscal, el resultado primario (signo esperado negativo), otra indicativa de la política monetaria, los requisitos mínimos de liquidez (signo esperado positivo) así como el tipo de cambio real (signo esperado indefinido). El Cuadro 14 muestra los resultados correspondientes a la mejor especificación de la regresión. Para la configuración final se utilizó la forma funcional (lineal, cuadrática o logarítmica) que reflejaba una mejor relación entre la variable independiente y la variable explicada controlando por el nivel de significatividad global que resultó particularmente elevado.

**Cuadro 14. Determinantes macroeconómicos de las restricciones al financiamiento a nivel firma**

	OLS-Robust
PBI real	-0.006 (0.001)***
Log (Resultado primario Sec. Pub. / PBI)	0.052 (0.016)***
M2 / PBI	-4.144 (0.867)***
Log (Merval)	0.139 (0.105)
Tipo de cambio real	-0.011 (0.001)***
Log (riesgo país)	0.197 (0.062)***
Volatilidd del PBI	10.348 (3.435)***
Req. Mínimos de liquidez (caja de ahorro)	0.051 (0.370)
Tasa de inflación	-0.866 (0.768)
Constante	1.859 (0.961)*
Observaciones	24
R cuadrado	0.950
Media de los errores al cuad.	0.040

La variable dependiente es el coeficiente de  $CF_c/K$  del modelo de tenencias de activos líquidos. Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%. La sigla OLS-robust, identifica al estimador de mínimos cuadrados ordinarios con corrección por heterocedasticidad de los errores.

Como puede observarse en el Cuadro 14, las variables incluídas muestran en general signos coherentes con los postulados a priori, con coeficientes significativos desde el punto de vista económico y estadístico. Los resultados indican que el nivel del PBI, tiene un efecto directo y negativo sobre el nivel de restricciones financieras enfrentadas por las empresas. Esto es un reflejo no sólo de la prociclicidad del financiamiento sino también del efecto positivo que un elevado nivel de producto genera en las expectativas de crecimiento e inversión de las empresas. Por su parte, el volumen de los servicios financieros disponibles

también reduce, como era de esperar, el nivel de restricciones financieras sobre las empresas. El nivel del tipo de cambio real (TCR) también disminuye las restricciones financieras, lo que parecería indicar que el efecto positivo del TCR sobre la competitividad sobrecompensa el posible aumento en el costo de financiamiento externo derivado del cambio en los precios relativos. En tanto, la tasa de inflación no presenta un efecto significativamente diferente de cero.

Un hallazgo a profundizar es que el resultado primario del sector público tiene una elasticidad positiva respecto a las restricciones financieras, resultado contrario a lo que cabría esperar si se considera que el período abarca años durante los cuales se evidenció un cierto *crowding out* entre el sector público y el privado. Puede argumentarse que el efecto de *crowding out* no ha sido tan relevante para las empresas grandes, que posiblemente contaron con acceso a los mercados de financiamiento externo en el momento de mayor racionamiento. Debe tenerse en cuenta que el resultado fiscal muestra un comportamiento similar al nivel de restricciones financieras a partir del año 1998. Es posible que el efecto de desplazamiento del crédito al sector privado se halla debido al aumento del pago de intereses de la deuda y no a la evolución de los gastos no financieros del sector público. Por otro lado, el riesgo país muestra una elasticidad positiva y significativa en relación al nivel de restricciones financieras, y este efecto es sensiblemente mayor al ya mencionado para el resultado primario del sector público. Esto refleja, el riesgo implícito en el deterioro de la situación fiscal del gobierno en términos de acumulación de endeudamiento externo. La evidencia parecería indicar que un aumento de las erogaciones del sector público que no impacten sobre la probabilidad de default percibida por los mercados (reflejada en el riesgo país) no tiene porque generar un incremento en las restricciones financieras del sector privado (al menos para las empresas examinadas en la muestra).

Por último, es importante notar que la volatilidad macroeconómica tiene un fuerte impacto positivo sobre el nivel de restricciones financieras que afectan a las empresas. La volatilidad incrementa las asimetrías de información, tal como se desprende de Galindo y Schiantarelli (2002), e induce a una mayor colateralización de los créditos lo cual repercute negativamente sobre la capacidad de financiamiento del conjunto de las empresas.<sup>74</sup> De cualquier manera estos resultados debería revalidarse en una análisis ulterior que incluya un mayor número de empresas con mayor heterogeneidad y representatividad agregada.

## 7 Conclusiones

La presencia de restricciones al financiamiento, que afectan a las decisiones financieras y de inversión de las empresas, ha sido ampliamente corroborado en la literatura. Este hecho estilizado, se exagera en presencia de crisis económicas y

---

<sup>74</sup>Ver Greenwald y Stiglitz (1993).

financieras, y es particularmente relevante en economías como la Argentina, con alta volatilidad e incertidumbre y con servicios financieros escasamente desarrollados o poco diversificados. Las restricciones financieras afectan particularmente a empresas pequeñas y medianas, aunque pueden afectar incluso a aquellas empresas que podrían a priori tener un acceso relativamente fluido a los mercados de financiamiento (empresas grandes y con oferta pública de acciones). A nivel agregado, no solamente repercuten sobre la productividad y el crecimiento de la economía, sino también sobre la inflación (al limitar la tasa de crecimiento de la oferta agregada) y, consecuentemente, sobre la desigualdad en la distribución del ingreso y la incidencia de la pobreza (que depende a su vez del crecimiento del producto y la distribución del ingreso).

Desafortunadamente, las restricciones al financiamiento no son directamente observables, sino a través de algún marco teórico específico, dando lugar a numerosas controversias en torno a la correcta identificación de la variable de interés y a la validez de los supuestos subyacentes en cada uno de los distintos modelos alternativos. En este sentido, y limitándonos al caso de empresas no financieras con oferta pública en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires, desde 1994 a 2004, los principales aportes de nuestro trabajo pueden sintetizarse de la siguiente manera:

1. La existencia de restricciones al financiamiento es un hecho estilizado que se verifica independientemente del modelo teórico y del método de estimación utilizados.<sup>75</sup>
2. Aún así, el modelo teórico original (el modelo de inversión, en cualquiera de sus especificaciones) no logra identificar de manera apropiada el diferencial de racionamiento entre grupos de empresas teóricamente seleccionados. Más aún, los modelos tradicionales de inversión generan el "contraintuitivo" resultado de que las grandes empresas enfrentan mayores restricciones al financiamiento que las pequeñas.
3. Para explicar este resultado, desarrollamos una intuición teórica formal<sup>76</sup> que nos permite identificar la falencia principal de los modelos de inversión: la sensibilidad de la variable dependiente al flujo de fondos propios aumenta con la persistencia de los shocks que afectan a los beneficios cuando existe asimetría de información (entre alta gerencia de la empresa

---

<sup>75</sup> Este resultado es robusto a los distintos tipos de estimaciones y correcciones econométricas utilizados en el presente trabajo: a) la sensibilidad de la inversión a los fondos propios es significativa estadística y económicamente; b) la sensibilidad de las tenencias de activos líquidos (*cash holdings*) a los flujos de fondos propios es positiva y significativa, y c) ambos resultados se mantienen, para la muestra en general, cuando se considera el sistema de ecuaciones simultáneas de usos alternativos de los fondos propios, que incluye una ecuación de inversión, otra de tenencia de activos líquidos (*cash holdings*), una tercera de capital de trabajo neto y, finalmente, una ecuación de deuda. Asimismo, es dable de mencionar que este resultado resulta particularmente llamativo, habida cuenta de que la muestra examinada incluye principalmente grandes empresas.

<sup>76</sup> Ver en el anexo la paradoja del "efecto tamaño" en las ecuaciones de inversión.

y operadores de mercado) y racionalidad limitada entre los operadores de mercado. Luego, como la persistencia de los shocks de beneficios aumenta con el tamaño de la firma, la mayor sensibilidad de la inversión al flujo de fondos propios que reportan las grandes empresas no es indicativo de mayor racionamiento, sino de mayor disociación entre  $Q$  de Tobin (o  $Q$  observada) y  $Q$  marginal (que no puede ser directamente observada por los operadores de mercado).

4. Entre los distintos modelos y estimadores examinados, encontramos que el modelo de tenencias de activos líquidos, utilizando el estimador IV-FE, genera los resultados más robustos y reproduce de manera apropiada las distintas intuiciones teóricas que sirven como instrumentos de validación.
5. Del conjunto de estimaciones desarrolladas, se desprende sistemáticamente que las variables de "precio" no son relevantes para el análisis de restricciones al financiamiento a nivel firma. Ni la tasa de interés implícita, ni el costo del financiamiento por acciones son regresores relevantes en los distintos modelos examinados.
6. A partir de las estimaciones "rolling" del modelo más robusto, construimos la serie de tiempo de "restricciones al financiamiento" que utilizamos para obtener la respuesta de las mismas a sus principales determinantes macroeconómicos. Entre los resultados más importantes se destaca la relevancia del PBI, el tipo de cambio real, el riesgo país y la volatilidad, la no significatividad de la inflación y de los requisitos mínimos de liquidez, y el sorprendente resultado (a examinar con mayor detalle en extensiones ulteriores) de que, si no afecta a la probabilidad de default percibida por el mercado, una reducción del resultado primario del sector público, no pareciera generar ningún efecto *crowding-out* de los créditos hacia el sector privado.
7. Como resultado final de nuestro análisis, se desprende que existe una metodología sencilla de monitorear la evolución de las restricciones al financiamiento en Argentina, que no se basa en los modelos teóricos tradicionales, sino simplemente en examinar la sensibilidad de las tenencias de activos líquidos a la disponibilidad de fondos propios, controlando por los usos alternativos de esta última variable.

Profundizando los resultados más interesantes del punto 6, debemos señalar que las restricciones al financiamiento tienden a disminuir cuando aumenta el nivel del PBI, cuando se incrementa el volumen de los servicios financieros disponibles y cuando aumenta el tipo de cambio real (TCR). El resultado primario del sector público también presenta una elasticidad positiva respecto a las restricciones financieras, resultado contrario a lo que cabría esperar si se considera que el período abarca años durante los cuáles se evidenció un cierto

crowding out entre el sector público y el privado. Es posible que el efecto de desplazamiento del financiamiento al sector privado se explique por el aumento del pago de intereses de la deuda y no a la evolución de los gastos no financieros del sector público. Por su parte, el riesgo país muestra una elasticidad positiva y significativa en relación al nivel de restricciones financieras, y este efecto es sensiblemente mayor al ya mencionado para el resultado primario del sector público. Esto refleja que, si bien un deterioro en el resultado primario no tiene por qué afectar al financiamiento del sector privado, si tal deterioro modifica significativamente la probabilidad de default del sector público, ello sí repercutiría ostensiblemente sobre el financiamiento disponible a nivel firma. Debe notarse que la prima de riesgo país es usualmente un límite inferior que afecta las condiciones de acceso al financiamiento de las empresas locales en mercados externos o en entidades bancarias (Reglas de Basilea)

Por último, es importante notar que la volatilidad macroeconómica genera un aumento significativo de las restricciones financieras que afectan a las empresas. La volatilidad incrementa las asimetrías de información, tal como se desprende de Galindo y Schiantarelli (2002), y sus efectos potenciales,<sup>77</sup> lo cual repercute negativamente sobre la capacidad de financiamiento del conjunto de las empresas en general y de las pequeñas y medianas en particular.<sup>78</sup> De cualquier manera estos resultados deberían revalidarse en una análisis ulterior que incluya un mayor número de empresas con mayor heterogeneidad y representatividad agregada.

Las recomendaciones de política que surgen de los resultados empíricos se relacionan tanto con aspectos macro como microeconómicos. Entre los primeros, se destaca claramente la importancia de mantener un ambiente de estabilidad macroeconómica y financiera, así como un contexto de crecimiento económico de largo plazo. La reducción de la incertidumbre (volatilidad del PBI), puede tener un efecto de primer orden sobre las restricciones financieras. Por su parte, una política monetaria estable y predecible que provea adecuada liquidez a los mercados redundaría igualmente en una reducción de las restricciones financieras. La evidencia parecería indicar que la disciplina fiscal tendría un efecto benéfico sobre la disponibilidad de financiamiento para el sector privado a través de su efecto sobre el riesgo país.

En relación a los aspectos microeconómicos, extrapolando los resultados empíricos se destaca la necesidad de avanzar en políticas diseñadas especialmente para aquellos sectores que están sujetos a mayores asimetrías informativas (empresas pequeñas, jóvenes con bajo colateral y poca historia de crédito), fundamentalmente con políticas que permitan reducir esas asimetrías y faciliten el acceso de empresas racionadas a más y mejores fuentes de financiamiento. La evidencia indica que el acceso al financiamiento sería de mayor importancia que el costo del mismo, habida cuenta de la irrelevancia de la tasa de interés

---

<sup>77</sup> Al inducir, por ejemplo, a una mayor colateralización del financiamiento.

<sup>78</sup> Ver Greenwald y Stiglitz (1993).

implícita y el costo del financiamiento por acciones para la dinámica de la tasa de inversión (a nivel firma). En tal sentido, deberían fomentarse mecanismos que ayuden a reducir las asimetrías de información, tales como las garantías de segundo piso. Por otro lado, los resultados parecen señalar que los incentivos regulatorios que fomenten el acceso al financiamiento (por ej. la posibilidad de recalificar deudores financieros en base a criterios *forward looking*) podrían tener un impacto importante sobre la inversión complementando de esta manera otros incentivos fiscales orientados a reducir los costos de financiamiento.

La evidencia empírica sugiere que el fortalecimiento del financiamiento de largo plazo, principalmente a través de entidades bancarias, que potencialmente serían más eficaces para reducir las asimetrías de información, es una herramienta necesaria para alentar la inversión, sobre todo en el caso de empresas pequeñas en las cuáles se observa una mayor prevalencia de financiamiento de corto plazo en la estructura de financiamiento. Por su parte, la dependencia de las empresas del financiamiento mediante el uso de fondos propios también se verifica en la limitada utilización de fuentes de financiamiento "no bancarias" como obligaciones negociables y/o emisión de acciones. Por ende, el incentivo al desarrollo de una mayor diversidad de instrumentos de financiamiento también es una política deseable en tanto permite una mayor flexibilidad en las decisiones financieras de parte de las empresas.

El presente estudio será ampliado con la utilización de una muestra de empresas con mayor representatividad utilizando la encuesta a grandes empresas (ENGE) del INDEC. Esto brindará un panel no balanceado de más de 600 empresas, con datos anuales correspondientes al período 1994-2003. Asimismo, el estudio será ampliado a una muestra de empresas con oferta pública de países latinoamericanos, lo que permitirá fortalecer el análisis de las implicancias y de los determinantes macroeconómicos de las restricciones financieras.

## Referencias

- [1] Acharya, V., Almeida, H. y Campello M. (2005), "Is cash negative debt? A hedging perspective on corporate financial policies." *NBER Working Paper* 11391.
- [2] Akerlof, G. (1970), "The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism." *Quarterly Journal of Economics*, 3, 488-500.
- [3] Almeida, H., Campello, M. y Weisbach, M. (2003), "The cash flow sensitivity of cash". Mimeo.
- [4] Anderson T. y Hsiao C. (1981), "Estimation of dynamic models with error components". *Journal of the American Statistical Association*, 76, 598-606.
- [5] Apreda, R. (2001), "Corporate Governance in Argentina: The outcome of economic freedom (1991-2000)". *Corporate Governance: and International Review*, Vol. 9, Number 4.
- [6] Apreda, R. (2005), "Corporate rent-seeking and the managerial soft-budget constraint. An incremental cash flow approach to some corporate governance issues". *Corporate Ownership and Control*, Vol. 2 issue 2, winter, 20-27.
- [7] Athey, M. y Fazzari, S. (1987), "Asymmetric information, financing constraints and investment". *Review of Economics and Statistics*, 69(3), 481-487.
- [8] Athey, M. y Laumas, P. (1994), "Internal Funds and Corporate Investment in India". *Journal of Development Economics*, 45, 287-303.
- [9] Baltagi, B. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Chichester.
- [10] Baltagi, B y Wu, P. (1999), "Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances". *Econometric Theory*, 15, 814-23.
- [11] Bebczuk, R. (2004), "Explaining Dividends Policies in Argentina". *Departamento de Economía de la Universidad Nacional de La Plata*. Documento de Trabajo 50.
- [12] Bera, A., Sosa Escudero, W. y Yoon, M. (2001), "Tests for the error component model in the presence of local misspecification". *Journal of Econometrics*, 101, 1-23.
- [13] Bernanke, B. y Gertler, M. (1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations". *American Economic Review* 79(1), 14-31.

- [14] Bernanke, B., M. Gertler, y Gilchrist, S. (1996), "The Financial Accelerator and the Flight to Quality". *Review of Economics and Statistics* 78(1), 1-15.
- [15] Bernanke, B., M. Gertler, y Gilchrist, S. (1999),. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework". En J. B. Taylor, ed., *Handbook of Macroeconomics*, V.1, 1341-1393. New York: Elsevier Science Ltd.
- [16] Bruno, G. (2005), "Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models". *Economics Letters*, 87, 361-366.
- [17] Blundell, R. y Bond S. (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". *Journal of Econometrics*, 87, 115- 143.
- [18] Blundell, R., Bond, S., Devereux, M. y F. Schiantarelli (1992),. "Investment and Tobin's *Q*: Evidence from Company Panel Data." *Journal of Econometrics*, 51, 233-57.
- [19] Bound, J., Jaeger, D. y Baker, R. (1995), "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak". *Journal of the American Statistical Association*, 90, 443–450.
- [20] Bun, M. y Kiviet, J. (2003), "On the diminishing returns of higher order terms in asymptotic expansions of bias". *Economics Letters*, 79, 145-152.
- [21] Chirinko, R. (1993), "Business Fixed Investment Spending : Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications". *Journal of Economic Literature*, 31(4), 1875–1911.
- [22] Devereux, M., y Schiantarelli, F. (1989), "Investment, Financial Factors and Cash Flow: Evidence from Uk Panel Data," *NBER WP* No. 3116, 1–41.
- [23] Drukker, D. (2003), "Testing for serial correlation in linear panel-data models". *The Stata Journal* (3)2, 1-10.
- [24] Ebbes, P. (2004), *Latent Instrumental Variables – A New Approach to Solve for Endogeneity* – Labyrinth Publications The Netherlands.
- [25] Español, P. (2005), "Why exporters can be financially constrained in a recently liberalised economy?. A puzzle based on Argentinean firms during the 1990s". Presentado en el XXIIInd Symposium on Banking and Monetary Economics, desarrollado en Strasbourg, Francia. Manuscrito.
- [26] Fanelli, J. (2002), "Growth, Instability and the Convertibility Crisis in Argentina", *Cepal Review*, vol., No. 77, 25-43.

- [27] Fanelli, J., Bebczuk, R. y Pradelli, J. (2002). "Determinants and Consequences of Financial Constraints Facing Firms in Argentina". *Inter-American Development Bank Working Paper #R-453*.
- [28] Fazzari, S., y Mott, T. (1986-7), "The Investment Theories of Kalecki and Keynes: An Empirical Study of Firm Data, 1970-1982". *Journal of Post Keynesian Economics*, 9(2), 71-187.
- [29] Fazzari, S. y Peterson, B. (1993), "Working Capital and Fixed Investment: New Evidence on Financing Constraints". *The RAND Journal of Economics*, 24(3), 328-342.
- [30] Fazzari, S., Hubbard, G. y Petersen, B. (1988), "Financing constraints and corporate investment". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 144-195.
- [31] Fazzari, S., Hubbard, G. y Petersen, B. (1998), "Investment, financial decisions, and tax policy". *AEA Papers and Proceedings*, Vol 78 nro 2.
- [32] Fazzari, S., Hubbard, G. y Petersen, B. (2000), "Investment-cash flow sensitivities are useful: a comment on Kaplan and Zingales". *Quarterly Journal of Economics*, 695-705.
- [33] Ferguson, T. (1996), *A Course in Large Sample Theory*. Chapman & Hall, New York.
- [34] Fuller, W. y Battese, G. (1974), "Estimation of linear models with cross-error structure". *Journal of Econometrics*, 2, pp. 67-78.
- [35] Galindo, A. y Schiantarelli, F. (2002), "Credit constraints in Latin America: an overview of the micro evidence". *Research Department Working Paper 472*. Washington, United States: Inter-American Development Bank, Research Department.
- [36] Gallego, F. y Loayza, N. (2000), "Financial Structure in Chile: Macroeconomic Development and Microeconomic Effects". En *Financial Structure and Economic Development*.
- [37] Ganesh-Kumar, A., Sen, K., y Vaidya, R. (2001), "Outward Orientation, Investment and Finance Constraint: A Study of Indian Firms". *The Journal of Development Studies*, 37(4), 133-149.
- [38] Gelos, G. y Werner, A. (2002), "Financial liberalization, credit constraints, and collateral: investment in the Mexican manufacturing sector". *Journal of Developments Economics*, 67, 1-27.
- [39] Gertler, M. y Gilchrist, S. (1994), "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms". *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309-340.

- [40] Gertler, M. y Hubbard, R. (1989), "Financial Factors In Business Fluctuations". *National Bureau of Economic Research Working Paper*, (2758), 1-59.
- [41] Gilchrist, S. y Himmelberg, C. (1995), "Evidence on the role of cash flow for investment". *Journal of Monetary Economics*, 36, 541-572.
- [42] Gomes, J. (2001), "Financial Investment". *American Economic Review*, 91, 1263-1985.
- [43] Grandes, M., Panigo, D. y Pasquini, R. (2005), "The Cost of Equity in Latin America". Presentado en la reunión anual de LACEA 2005, manuscrito.
- [44] Greenwald, B. y Stiglitz, J. (1993), "Financial Market Imperfections and Business Cycles". *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108 (February), 77 - 114.
- [45] Hahn, J. y Hausman, J. (2003), "Weak instruments: Diagnosis and cures in empirical econometrics". *Recent Advances in Econometric Methodology*, 93, 118-125.
- [46] Hausman, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics". *Econometrica*, 46, 1251 - 1271.
- [47] Hennessy, C. y Whited, T. (2005), "Beyond Investment-Cash Flow Sensitivities: Using Indirect Inference to Estimate Costs of External Funds", manuscrito.
- [48] Hermes, N. y Lensink, R. (1998), "Banking Reform and the Financing of Firm Investment: An Empirical Analysis of the Chilean Experience, 1983-92". *The Journal of Development Studies*, 34(3), 27-43.
- [49] Hsiao, C. (1986), *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press, Cambridge, England.
- [50] Hubbard, G. (1998), "Capital-Market Imperfections and Investment". *Journal of Economic Literature*, 36, 193-225.
- [51] Jensen, M. y Meckling, W. (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure". *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- [52] Kadapakkam, P., Kumar, P. y Riddick, L. (1998), "The impact of cash flows and firm size on investment: The international evidence". *Journal of Banking & Finance*, 22, 293-320.
- [53] Kaplan, S., y Zingales, L. (1997), "Do Financing Constraints Explain why Investments is Correlated with Cash Flow?". *Quarterly Journal of Economics* 112, 169-215.

- [54] Kennedy, P. (1994), *A guide to econometrics*. Ed. MIT Press.
- [55] Kiviet, J. (1995), "On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models". *Journal of Econometrics*, 68, pp. 53 - 78.
- [56] Lorenzoni, G. y Walentin, K. (2004), "Financial frictions, investment and Tobin's Q". Mimeo.
- [57] Lopez Murphy, P. y Musalem, A. (2004) "Pension Funds and National Saving". *The World Bank Policy Research Working Paper Series*, WPS 3410.
- [58] Mazodier, P. y Trognon, A. (1978), "Heteroskedasticity and Stratification in Error Components Models". *Annales de l'INSEE*, 30-31, 451-482.
- [59] Mc Candless, G. (2005) "A model of working capital with idiosyncratic production risk and firm failure". BCRA. Documentos de Trabajos del BCRA.
- [60] Modigliani, F., y Miller, M. (1958), "The cost of capital, corporation finance and the theory of investment". *American Economic Review* 48, 261- 297.
- [61] Moyen, N. (2004), "Investment-cash flow sensitivities: Constrained versus unconstrained firms". *Journal of Finance*, 69, 2061-2092.
- [62] Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R. y Williamson, R. (1999), "The determinants and implications of corporate cash holdings". *Journal of Financial Economics* 52, 3-46.
- [63] Sargan, J. (1958), "The estimation of economic relationships using instrumental variables". *Econometrica* 26(3): 393-415.
- [64] Schiantarelli, F. (1996), "Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and International Evidence". *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 12, No. 2, 70-89.
- [65] Schmukler, S. y Vesperoni, E. (2000), "Does integration with global markets affect firm's financing choices? Evidence from emerging economies". *World Bank Working Paper*.
- [66] Stiglitz, J. y Weiss, A. (1981), "Credit rationing in markets with imperfect information". *American Economic Review*, 71, 3, 393-410.
- [67] Stock, J., Wright, J. y Yogo, M. (2002), "A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments". *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 518-529.

- [68] Stock, J. y Yogo, M. (2002), "Testin for weak instruments in linear IV regression". *NBER Technical Working Paper* 284, NBER-Cambridge.
- [69] Tornell, A. y Westermann, F. (2002), "Boom-Bust Cycles in Middle Income Countries: Facts and Explanation". *NBER Working Paper* No.9219, 1-45.
- [70] Windmeijer, F. (2005), "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators". *Journal of Econometrics*, 126: 25-51.
- [71] Wooldridge, J. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Massachusetts Institute of Technology, Cambridge.
- [72] Zellner, A. (1962), "An efficient method of estimanting seemingly unrelated regressions and test for aggregation bias". *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-68.

## 8 Anexo

### 8.1 Descripción de las variables utilizadas

#### 8.1.1 Variables a nivel firma

Variable	Descripción
$K$	Activo no Corriente
$I$	Variación de capital = $K_t - K_{t-1}$ mas depreciaciones.
$CF$	Beneficios después de impuestos, intereses y amortizaciones(EAITDA) = Ganancia/Perdida neta.
$CF_c$	Beneficios antes de impuestos, intereses y amortizaciones (EBITDA) - Dividendos = Resultado Operativo Ordinario + Depreciación y Amortización - Dividendos Pagados.
$CF_d$	Beneficios después de impuestos, intereses y amortizaciones - Dividendos = Ganancia/Perdida Neta - Dividendos Pagados.
$\overline{CF_b/K}$	Promedio de los beneficios obtenidos el último año = Suma desde $t - 1$ hasta $t - 4$ de EBITDA (Resultado Operativo Ordinario + Depreciación y Amortización) sobre 4.
$Size$	o $Log(Activos)$ : Logaritmo natural de Activos Totales.
$GS$	Tasa de crecimiento interanual de las ventas= Ingresos operacionales $_t$ - Ingresos operacionales $_{t-4}$ /Ingresos operacionales $_{t-4}$ .
$Q$	Q de Tobin= Valor de mercado de la empresa $_{t-1}$ / Valor de reposicion del capital de la empresa $_{t-1}$ = [(Precio Acciones <sup>79*</sup> Cantidad Total Acciones Calc.) + Pasivo Total] $_{t-1}$ / Activo No Corriente $_{t-1}$ .
$TAL$	Tenencias de activos líquidos = Efectivo y valores negociables de corto plazo.
$NWC$	Capital de trabajo neto de activos líquidos= Activo Corriente - Pasivo Corriente - Efectivo e Inversiones de corto plazo.
$D$	Deuda total= Pasivos totales.
$DFCP$	Deuda financiera de corto plazo= Deuda financiera de corto plazo+ Obligaciones negociables de corto plazo.
$DFLP$	Deuda financiera de largo plazo= Deuda financiera de largo plazo+ Obligaciones negociables de largo plazo.
$IInt$	Intereses implícitos = Intereses pagados / Pasivo total.
$COE$	"Cost of Equity" o Costo del financiamiento por acciones <sup>80</sup>

<sup>79</sup>El precio de las acciones es el calculado por Grandes y otros (2005).

<sup>80</sup>Ver Grandes y otros (2005).

### 8.1.2 Variables macroeconómicas

Variable	Descripción
$\Delta PBI$	Primera diferencia del PIB en pesos constantes.
$TCR$	Índice del tipo de cambio real.
$Merval$	Índice Merval.
$M2$	Base monetaria + depósitos a la vista + depósitos a plazo bimonetarios.
$Spread$	o <i>Riesgo País</i> : Índice EMBI+ JP Morgan.
$Volatilidad$	Desvío estándar de la tasa de crecimiento del PIB utilizando ventanas móviles de 5 años.
$Tasa\ de\ Inflación$	Variación en el índice de precios del IPC.
$Requisitos$	Promedio para depósitos a la vista y depósitos a plazo.
$Min.Liquidez$	Resultado global menos resultado financiero (intereses pagados y percibidos) del Sector Público.

## 8.2 Procedimientos alternativos para controlar por HINO

Siguiendo la notación de Hsiao (1986), podemos reinterpretar la ecuación (3) en términos de un modelo de efectos fijos como:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (19)$$

en donde  $y_{it}$  es una matriz de dimensión  $N \times T$  que contiene a las observaciones de nuestra variable dependiente  $(I/K)_{it}$ ,  $\alpha_i^*$  es un vector que incluye a los  $N$  parámetros que representan a la HINO (especificada como efectos fijos),  $X_{it}$  es igual al vector de variables explicativas (de dimensión  $[K \times 1]$ )<sup>81</sup>,  $\beta'$  representa al vector de los  $K$  coeficientes de regresión que identifican a la relación lineal existente entre cada una de las variables explicativas y la tasa de inversión, y  $u_{it}$  es una matriz de dimensión  $N \times T$  que contiene a los errores de regresión que se asumen independiente e idénticamente distribuidos con media 0 y varianza  $\sigma_u$ <sup>82</sup>.

En forma vectorial, la ecuación (19), puede escribirse como:

$$y_i = e\alpha_i^* + X_i\beta + u_i \quad (20)$$

<sup>81</sup>En nuestro modelo de inversión, este vector viene dado por la expresión

$$X_{it} = [Q_{it}, (CF/K)_{it}, GS_{it}, (\overline{CF_b/K})_{it}, D_{it}, COE_{it}, IInt_{it}, Time_j]$$

<sup>82</sup>Este último supuesto será luego levantado cuando se permita que los errores sean heterocedásticos y autocorrelacionados.

donde

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i1} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, \quad X_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \dots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \dots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \dots & x_{KiT} \end{bmatrix},$$

$$e' = [1, 1, \dots, 1], \quad u_i = [u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT}],$$

Luego, multiplicando (20) por la matriz de transformación  $Q$  (igual a  $I_T - \frac{1}{T}ee'$ , donde  $I_T$  es una matriz identidad de dimensión  $T \times T$ ) obtenemos el modelo transformado:

$$\begin{aligned} Qy_i &= Qe\alpha_i^* + QX_i\beta + Qu_i \\ &= QX_i\beta + Qu_i \end{aligned} \quad (21)$$

que es igual al modelo original, con la sola excepción de que a cada una de las variables se le ha restado la media intertemporal (calculada independientemente para cada unidad de corte transversal).

Con esta transformación, el componente de HINO ( $\alpha_i^*$ ) es eliminado del modelo ya que la media intertemporal de  $\alpha_i^*$  es igual a  $\alpha_i^*$  (y así  $Qe\alpha_i^* = 0$ ).

A partir del nuevo modelo (y aceptando por el momento el supuesto de no autocorrelación ni heterocedasticidad de los errores), podemos obtener los mejores estimadores lineales insesgados aplicando simplemente mínimos cuadrados ordinarios sobre la ecuación (21):

$$\widehat{\beta}_{ef} = \left[ \sum_{i=1}^N X_i' Q X_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N X_i' Q y_i \right] \quad (22)$$

En el caso del modelo en primeras diferencias, el procedimiento es más sencillo.

En (19) aplicamos el operador primera diferencia (por unidad de corte transversal) para obtener

$$\Delta y_{it} = \beta' \Delta X_{it} + \Delta u_{it} \quad (23)$$

donde  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ ,  $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{it-1}$  y

$$\Delta X_{it} = \begin{bmatrix} X_{1t} - X_{1t-1} \\ X_{2t} - X_{2t-1} \\ \vdots \\ X_{Kt} - X_{Kt-1} \end{bmatrix}$$

Con este procedimiento eliminamos el componente de HINO ya que  $\Delta\alpha_i^* = \alpha_{it}^* - \alpha_{it-1}^* = 0$  (debido a que  $\alpha_{it-j}^* = \alpha_i^*$ ,  $\forall j \in [0, t]$  y  $\forall t \in [0, T]$ ).

Luego, utilizamos mínimos cuadrados ordinarios para obtener el estimador

$$\widehat{\beta}_{pd} = \left[ \sum_{i=1}^N \Delta X_i' \Delta X_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \Delta X_i' \Delta y_i \right] \quad (24)$$

La tercera alternativa, consiste en estimar un modelo de efectos aleatorios. En este contexto, la ecuación (19) debe reexpresarse como

$$y_{it} = \beta' X_{it} + \nu_{it} \quad (25)$$

donde  $\nu_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$  es el nuevo residuo del modelo compuesto de un término de innovación ( $\eta_{it}$ ) y un efecto individual ( $\alpha_i$ ) distribuido independiente y aleatoriamente entre las distintas unidades de corte transversal, con  $E(\alpha_i) = E(\eta_{it}) = E(\alpha_i \eta_{it}) = E(\alpha_i X_{it}') = E(\eta_{it} X_{it}') = 0$ .

De esta manera, la varianza condicional de  $y_t$  dado  $x_t$  viene dada por  $\sigma_y^2 = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\eta^2$ . Esta descomposición de  $\sigma_y^2$  resulta central para obtener la función de transformación que debemos implementar antes de aplicar mínimos cuadrados ordinarios sobre el modelo transformado.

Para obtener estimadores eficientes de  $\beta'$ , será necesario multiplicar (25) por la matriz de transformación  $P = \left[ I_T - \left( 1 - \psi^{1/2} \right) (1/T) ee' \right]$ , con  $\psi = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + T\sigma_\eta^2)$ , lo cual equivale a restarle una fracción  $\left( 1 - \psi^{1/2} \right)$  de las respectivas medias (por unidad de corte transversal) a cada una de las variables del modelo. Es decir, transformar  $y_{it}$  en  $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \left( 1 - \psi^{1/2} \right) \bar{y}_i$ , y  $x_{jit}$  en  $\tilde{x}_{jit} = x_{jit} - \left( 1 - \psi^{1/2} \right) \bar{x}_{ji}$  (para todo  $t = 1, \dots, T$ ;  $i = 1, \dots, N$  y para todo  $j = 1, \dots, K$ ), donde  $\bar{y}_i$  y  $\bar{x}_{ji}$  son las medias intertemporales (por unidad de corte transversal) de la variable dependiente y las distintas variables independientes (siendo  $x_{jit}$  el elemento característico del vector  $X_{it}$ <sup>83</sup>).

Las estimaciones de  $\sigma_\alpha^2$  y  $\sigma_\eta^2$  necesarias para calcular  $\psi$  se obtienen a partir de los errores del mismo modelo estimado respectivamente con el método *between*<sup>84</sup> y el método de efectos fijos.

Luego, aplicando mínimos cuadrados ordinarios al modelo transformado obtenemos lo que se denomina estimador por mínimos cuadrados generalizados del modelo original:

$$\widehat{\beta}_{ea} = \left[ \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' Q X_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X}) (\bar{X}_i - \bar{X}) \right]^{-1} \left[ \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' Q y_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X}) (\bar{y}_i - \bar{y}) \right] \quad (26)$$

<sup>83</sup>Es conveniente aclarar que en el modelo de efectos aleatorios, el vector  $X_i$  contiene no solamente a las distintas observaciones de las  $K$  variables explicativas sino también al vector unitario  $e$ . De la misma manera, el vector  $\beta'$  incluye no solamente a las  $K$  pendientes estimadas, sino también a la ordenada común  $\mu_0$ .

<sup>84</sup>El método *between* consiste simplemente en obtener los parámetros de interés a partir de una regresión de corte transversal entre la media de la variable dependiente y las medias de las distintas variables explicativas para cada unidad de corte transversal.

que no es otra cosa que un promedio ponderado entre el estimador between y el estimador de efectos fijos. Cuando  $\psi \rightarrow 0$  (ya sea porque  $T$  es muy grande o porque la dimensión de corte transversal aporta mucho más a la varianza total que la dimensión temporal),  $\widehat{\beta}_{ea} \rightarrow \widehat{\beta}_{ef}$ . Por el contrario, cuando  $\psi \rightarrow 1$  el estimador de efectos aleatorios converge al estimador de mínimos cuadrados ordinarios (que no controla por efectos individuales).

### 8.3 Especificidades de la corrección por autocorrelación y heterocedasticidad

#### a) Estimador $FE - AR$

Para comprender las características del estimador de efectos fijos con corrección por autocorrelación serial de primer orden, supongamos que (19) incluye ahora un componente autorregresivo en los errores tal que:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i^* + \beta' X_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \rho u_{it-1} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (27)$$

donde  $\rho$  es el coeficiente autorregresivo de los errores y  $\epsilon_{it}$  es el vector que contiene a las nuevas innovaciones del modelo (con  $\epsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\epsilon)$ ). Para obtener el estimador  $FE - AR$ , el procedimiento involucra cuatro etapas específicas.

El primer paso consiste en aplicar la matriz de transformación  $Q$  a (27) para obtener el vector de errores transformados ( $Qu_i$ ) que se utiliza como insumo básico para calcular el coeficiente de correlación serial:<sup>85</sup>

$$\tilde{u}_{it} = \hat{\rho} \tilde{u}_{it-1} + \nu_{it} \quad (28)$$

donde  $\tilde{u}_{it}$  es igual a  $u_{it} - \bar{u}_i$ ,  $\bar{u}_i = \sum_{t=1}^{T_i} u_{it}/T_i$ ,  $\nu_{it} \sim IID(0, \sigma_\eta)$  y  $\hat{\rho}$  es la estimación de  $\rho$ .

En la segunda etapa, se utiliza  $\hat{\rho}$  para aplicar la transformación de Baltagi y Wu (1999) sobre las distintas variables del modelo original<sup>86</sup>. Luego, se aplica nuevamente la matriz de transformación  $Q$ , pero esta vez sobre las variables

<sup>85</sup>Para obtener el coeficiente de autocorrelación de los errores también es posible utilizar el método alternativo de Durbin (1960).

<sup>86</sup>

$$\begin{aligned} y_{it}^* &= \begin{cases} \sqrt{(1-\hat{\rho}^2)}y_{it} & \text{si } t=1 \\ y_{it} - \hat{\rho}y_{it-1} & \text{si } t>1 \end{cases} \\ x_{jit}^* &= \begin{cases} \sqrt{(1-\hat{\rho}^2)}x_{jit} & \forall j=1, \dots, k \quad \text{si } t=1 \\ x_{jit} - \hat{\rho}x_{jit-1} & \forall j=1, \dots, k \quad \text{si } t>1 \end{cases} \end{aligned}$$

transformadas de la segunda etapa.<sup>87</sup> Finalmente, la cuarta etapa consiste en estimar los coeficientes de interés aplicando mínimos cuadrados ordinarios sobre el siguiente modelo transformado:

$$y_{it}^{\#} = \alpha + \beta' X_{it}^{\#} + \mu_{it} \quad (29)$$

b) **Corrección por heterocedasticidad en el estimador *GLS***

De manera similar al caso de  $\widehat{\beta}_{ea}$ , el estimador *GLS* (mínimos cuadrados generalizados) que permite controlar por la existencia de heterocedasticidad involucra una transformación de las variables del modelo original que tiene en cuenta la descomposición de la varianza total de los errores. Más precisamente, el procedimiento consiste en la implementación de 5 etapas sucesivas que finalizan con la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a un modelo transformado, obteniendo estimaciones consistentes y eficientes (incluso en presencia de heterocedasticidad de corte transversal).

En primer lugar, se estima por mínimos cuadrados ordinarios (*OLS*) los coeficientes del modelo original (sin controlar por HINO) y se guardan los errores para estimar la varianza condicional de  $y_{it}$  dado  $X_{it}$ . Manteniendo la notación y las relaciones utilizadas para el estimador de efectos aleatorios, (señalando que para el caso del estimador de efectos aleatorios, la varianza condicional de  $y_t$  dado  $X_t$  era la misma para todas las unidades de corte transversal) se obtiene:

$$\widehat{\sigma}_{yi}^2 = \widehat{\sigma}_{\alpha i}^2 + \widehat{\sigma}_{\eta}^2 = \sum_{t=1}^{T_i} (\widehat{u}_{it} - \bar{\widehat{u}}_{it})^2 / (T_i - 1), \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (30)$$

donde  $\widehat{u}_{it}$  representa a los errores del modelo original estimado por mínimos cuadrados ordinarios.

Posteriormente, se utiliza el modelo de efectos fijos (*FE*) para estimar consistentemente la varianza de las innovaciones,  $\widehat{\sigma}_{\eta}^2$  (la varianza de los errores del modelo transformado de la ecuación 21).

El tercer paso, consiste en utilizar (30) para calcular el factor de transformación ( $\theta_i$ ) que se aplicará para extraer las pseudo-medias por unidad de corte transversal :

---

<sup>87</sup>De esta manera, eliminando complementariamente la primer observación de cada variable (por cada unidad de corte transversal), se obtiene:

$$\begin{aligned} y_{it}^{\#} &= y_{it}^* - \bar{y}_i^* && \text{si } t > 1 \\ x_{jit}^{\#} &= x_{jit}^* - \bar{x}_{ji}^* && \forall j = 1, \dots, k \quad \text{si } t > 1 \end{aligned}$$

donde  $\bar{y}_i^* = \sum_{t=2}^{T_i} y_{it}^* / (T_i - 1)$  y  $\bar{x}_{ji}^* = \sum_{t=2}^{T_i} x_{jit}^* / (T_i - 1)$ ,  $\forall j = 1, \dots, k$ .

$$\theta_i = 1 - (\hat{\sigma}_\eta^2 / \tau_i) \quad (31)$$

$$\tau_i = T_i \hat{\sigma}_{\alpha i}^2 + \hat{\sigma}_\eta^2 \quad (32)$$

$$\hat{\sigma}_{\alpha i}^2 = \hat{\sigma}_{y_i}^2 - \hat{\sigma}_\eta^2 \quad (33)$$

En el cuarto paso, se aplica sobre las variables originales la transformación de "Fuller-Battese (1974) para el caso de heterocedasticidad":

$$y_{it}^H = y_{it} - \theta_i \bar{y}_i \quad (34)$$

$$x_{jit}^H = x_{jit} - \theta_i \bar{x}_{ji} \quad (35)$$

para todo  $j = 1, \dots, k$ .

Finalmente, el quinto y último paso consiste en estimar por mínimos cuadrados ordinarios los coeficientes del modelo transformado

$$y_{it}^H = \alpha + \beta' X_{it}^H + e_{it} \quad (36)$$

que resultan consistentes y eficientes en presencia de errores heterocedásticos.

## 8.4 Métodos de Momentos Generalizados (*GMM*)

### a) Versión "Primeras Diferencias" (*GMM - FD*)

Para comprender las características específicas de la metodología se puede examinar el caso de un modelo dinámico univariado para datos de panel<sup>88</sup>. Utilizando notación vectorial, aplicando primeras diferencias y premultiplicando al modelo original por la matriz de instrumentos internos disponibles para el primer rezago de la variable dependiente (en base a las condiciones de ortogonalidad), se obtiene el siguiente modelo transformado:

$$W \Delta y = W \Delta y_{-1} \delta + W \Delta v \quad (37)$$

en donde  $W$  es la matriz de instrumentos disponibles, con elementos característicos

$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & 0 & 0 & 0 \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}] & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{T-2}] \end{bmatrix},$$

<sup>88</sup>Para el caso de un modelo multivariado, con variables dependientes endógenas, exógenas y predeterminadas, el análisis formal es un poco más complicado ya que los instrumentos disponibles para cada variable dependen de su patrón de correlación con los errores del modelo. Sin embargo, las características esenciales del estimador se mantienen inalteradas y las conclusiones siguen siendo las mismas.

$\delta$  es el coeficiente de autocorrelación de primer orden de  $\Delta y$ , mientras que  $\Delta v$  es la matriz que contiene a los errores del modelo transformado, de dimensión  $N \times (T - 1)$ .

Aplicando mínimos cuadrados generalizados sobre (37) obtenemos el estimador "one step" del método de momentos generalizados en primeras diferencias:

$$\hat{\delta}^1 = \frac{[(\Delta y_{-1})W(W(I_N \otimes G)W)^{-1}W'(\Delta y_{-1})]^{-1}}{[(\Delta y_{-1})W(W(I_N \otimes G)W)^{-1}W'(\Delta y)]} \quad (38)$$

donde  $I_N$  es una matriz identidad de orden  $N$ ,  $\otimes$  representa al producto de Kronecker y  $G$  a la matriz

$$G = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 \end{bmatrix}$$

Si luego reemplazamos  $W(I_N \otimes G)W$  por  $V_N = \sum_{i=1}^N W_i'(\widehat{\Delta v}_i)(\widehat{\Delta v}_i)W$ , en donde  $\widehat{\Delta v}_i$  representa al vector de errores estimados a partir de  $\hat{\delta}^1$  para cada una de las unidades de corte transversal, se puede obtener el estimador "two step" del método de momentos generalizados en primeras diferencias:

$$\hat{\delta}^2 = \frac{[(\Delta y_{-1})WV_N^{-1}W'(\Delta y_{-1})]^{-1}}{[(\Delta y_{-1})WV_N^{-1}W'(\Delta y)]} \quad (39)$$

Ambos estimadores son consistentes para  $N \rightarrow \infty$  y  $T$  fijo, pero  $\hat{\delta}^2$  posee adicionalmente una mayor eficiencia asintótica (e intervalos de confianza insesgados cuando se le aplica la corrección para muestras finitas de Windmeijer, 2005). Sin embargo, cuando la variable dependiente presenta un alto nivel de persistencia, los rezagos de los niveles resultan ser instrumentos débiles para el modelo en primeras diferencias, generando un fuerte sesgo en las estimaciones para muestras finitas.

#### b) Versión "Sistema de Ecuaciones" (*GMM - SYS*)

La idea básica consiste en explotar condiciones de momentos adicionales que surgen del hecho que, no solamente  $E(y_{it-s}\Delta v_{it}) = 0 \forall t = 2, \dots, T$  y  $\forall s = 2, \dots, t - 1$ , sino también  $E(\Delta y_{it-1}v_{it}) = 0 \forall t = 3, \dots, T$ .

Esto genera una nueva matriz de instrumentos disponibles ( $Z_I$ ) para el estimador *GMM - SYS*, definida como:

$$Z_I = \begin{bmatrix} W & 0 \\ 0 & \widetilde{W} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} W & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{iT-2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \Delta y_{iT-1} \end{bmatrix}$$

donde  $W$  es la matriz de instrumentos que pueden utilizarse para el estimador  $GMM-FD$  y  $\widetilde{W}$  es la matriz de instrumentos que se encuentran adicionalmente disponibles para el estimador  $GMM-SYS$ .

Sin embargo, los estimadores basados en cualquiera de los métodos  $GMM$  son consistentes cuando  $N \rightarrow \infty$  pero a) no suelen ser eficientes y b) pueden generar coeficientes fuertemente sesgados cuando  $N$  es pequeño y los instrumentos utilizados son numerosos y débiles (algo que podría solucionarse utilizando el estimador  $GMM-SYS$  si las series originales fuesen persistentes, pero que no puede corregirse tan fácilmente si la debilidad de los instrumentos se debe a la inestabilidad intertemporal de los coeficientes de autocorrelación).<sup>89</sup>

## 8.5 Estimador $IV-FD$

Para obtener el estimador  $IV-FD$ , se reescribe la especificación original de la ecuación de inversión (en su versión estática) de la siguiente manera:

$$y_i = Z_i \delta_i + u_i \quad (40)$$

donde  $y_i$  es la variable dependiente del modelo ( $\Delta I/K_i$ ),  $Z_i = [Y_i, e, X_i]$  y  $\delta = [\gamma, \beta, \alpha_i]$ . Las series  $Y_i, e$  y  $X_i$  representan, respectivamente, a las variables predeterminadas ( $Q_i, (CF/K)_i, GS_i$  y  $(\overline{CF_b/K})_i$ ), al vector unitario y a las variables estrictamente exógenas (las  $j$  variables temporales indicatrices  $Year_j$ ) incluidas entre los regresores del modelo. De manera similar,  $\gamma, \beta$  y  $\alpha_i$  representan a los parámetros de los regresores predeterminados, de los regresores exógenos y del vector unitario, respectivamente.

Aplicando sobre (40) el operador de primeras diferencias (que permite eliminar los efectos individuales del modelo), se obtiene:

$$\Delta y_i = \Delta Z_i \delta + \Delta u_i \quad (41)$$

Es aquí donde se introduce el procedimiento de mínimos cuadrados en dos etapas.

<sup>89</sup>Como recaudo adicional, ha de tenerse en cuenta que la utilización de los estimadores  $GMM$  (en especial aquellos que utilizan más exhaustivamente las condiciones de ortogonalidad disponibles para cada momento del tiempo), pareciera desoir alguna de las recomendaciones más tradicionales de nuestra disciplina. Hace cerca de 50 años, Sargan (1958) señalaba que: "if the first few instrumental variables are well chosen, there is usually no improvement, and even a deterioration, in the confidence regions as the number of instrumental variables is increased beyond three or four". Sargan (1958, pp. 400).

En primer lugar, se instrumentalizan las variables predeterminadas transformadas ( $\Delta Y_i$ ) con un conjunto de regresores ( $\widehat{X}$ ) que incluye a las variables estrictamente exógenas  $X_i$  del modelo y a todos aquellos instrumentos de identificación (y sobre-identificación) que permitan cumplir con los requisitos estándar de  $E(\Delta u_i \widehat{X}) = 0$  y  $E(Y_i \widehat{X}) \neq 0$ .<sup>90</sup> Al eliminar los efectos individuales con el operador de primeras diferencias, y no con la matriz de transformación  $Q$ , se puede utilizar como instrumentos válidos a los distintos rezagos de las variables predeterminadas (además de las variables estrictamente exógenas del modelo).

En esta primera etapa, el procedimiento consiste en aplicar el estimador de mínimos cuadrados ordinarios a las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} \Delta Q_{it} &= \alpha_1 + \sum_{j=1}^{15} \lambda_j^1 \Delta Y ear_{jt} + \sum_{k=1}^{m1} \varphi_k^1 \Delta Q_{it-k} + \dots & (42) \\ &\dots + \sum_{k=1}^{m2} \zeta_k^1 \Delta(CF/K)_{it-k} + \sum_{k=1}^{m3} \xi_k^1 \Delta GS_{it-k} + \dots \\ &\dots + \sum_{k=1}^{m4} \vartheta_k^1 \Delta(\overline{CF_b/K})_{it-k} + \varepsilon_{it}^1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta(CF/K)_{it} &= \alpha_2 + \sum_{j=1}^{15} \lambda_j^2 \Delta Y ear_{jt} + \sum_{k=1}^{m1} \varphi_k^2 \Delta Q_{it-k} + \dots & (43) \\ &\dots + \sum_{k=1}^{m2} \zeta_k^2 \Delta(CF/K)_{it-k} + \sum_{k=1}^{m3} \xi_k^2 \Delta GS_{it-k} + \dots \\ &\dots + \sum_{k=1}^{m4} \vartheta_k^2 \Delta(\overline{CF_b/K})_{it-k} + \varepsilon_{it}^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta GS_{it} &= \alpha_3 + \sum_{j=1}^{15} \lambda_j^3 \Delta Y ear_{jt} + \sum_{k=1}^{m1} \varphi_k^3 \Delta Q_{it-k} + \dots & (44) \\ &\dots + \sum_{k=1}^{m2} \zeta_k^3 \Delta(CF/K)_{it-k} + \sum_{k=1}^{m3} \xi_k^3 \Delta GS_{it-k} + \dots \\ &\dots + \sum_{k=1}^{m4} \vartheta_k^3 \Delta(\overline{CF_b/K})_{it-k} + \varepsilon_{it}^3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta(\overline{CF_b/K})_{it} &= \alpha_4 + \sum_{j=1}^{15} \lambda_j^4 \Delta Y ear_{jt} + \sum_{k=1}^{m1} \varphi_k^4 \Delta Q_{it-k} + \dots & (45) \\ &\dots + \sum_{k=1}^{m2} \zeta_k^4 \Delta(CF/K)_{it-k} + \sum_{k=1}^{m3} \xi_k^4 \Delta GS_{it-k} + \dots \\ &\dots + \sum_{k=1}^{m4} \vartheta_k^4 \Delta(\overline{CF_b/K})_{it-k} + \varepsilon_{it}^4 \end{aligned}$$

---

<sup>90</sup>Es decir, que no estén correlacionados con los errores de (40) pero sí con la variable predeterminada que se está instrumentalizando.

donde  $m1$ ,  $m2$ ,  $m3$  y  $m4$  representan, respectivamente, a la cantidad máxima de rezagos de  $\Delta Q_{it}$ ,  $\Delta(CF/K)_{it}$ ,  $\Delta GS_{it}$  y  $\Delta(\overline{CF_b/K})_{it}$  que se tomarán como variables independientes en las distintas ecuaciones. De esta manera, se obtienen las predicciones de las variables predeterminadas que se utilizarán en la segunda etapa ( $\widehat{\Delta Q_{it}}$ ,  $\widehat{\Delta(CF/K)_{it}}$ ,  $\widehat{\Delta GS_{it}}$  y  $\widehat{\Delta(\overline{CF_b/K})_{it}}$ ). Estas predicciones pueden considerarse como estrictamente exógenas para la estimación del modelo transformado (expresado en primeras diferencias), de manera que el estimador  $IV - FD$  de la ecuación de inversión consiste en aplicar mínimos cuadrados ordinarios a la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \Delta I/K_{it} = & \beta_1 \widehat{\Delta Q_{it}} + \beta_2 \widehat{\Delta(CF/K)_{it}} + \beta_3 \widehat{\Delta GS_{it}} + \dots & (46) \\ & \dots + \beta_4 \widehat{\Delta(\overline{CF_b/K})_{it}} + \sum_{j=1}^{15} \beta_{4+j} \Delta Y ear_{jt} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

## 8.6 Estrategias alternativas de control para el efecto "beneficios esperados"

Como puede observarse en el Gráfico 15, la respuesta de la inversión a los beneficios corrientes depende no solamente del método de estimación sino también de las variables utilizadas para controlar por el efecto "beneficios esperados". En términos generales, la incorporación de regresores adicionales<sup>91</sup> (como  $GS$  y  $\overline{CF_b/K}$ ) reduce sustancialmente el sesgo del coeficiente de interés, al capturar gran parte de las expectativas en torno a los beneficios futuros de la empresa que la variable  $Q$  no puede explicar.

Sin embargo, en aquellas estimaciones que permiten corregir por el sesgo derivado de la existencia de autocorrelación en los errores (FE-AR y GLS), la incorporación de regresores adicionales resulta irrelevante. Este resultado no parece llamativo si se asume que la mayor parte de la autocorrelación en los errores se debe a la existencia de variables omitidas que se encuentran significativamente correlacionadas con los beneficios esperados de la empresa.

## 8.7 La paradoja del efecto "tamaño" en la ecuación estándar de inversión

En el análisis de los resultados empíricos se señala que la evidencia contraintuitiva que se desprende de los modelos de inversión al sub-dividir la muestra de empresas según el tamaño de las mismas (mayor evidencia de restricciones al financiamiento en las grandes empresas) podía explicarse en base a la heterogeneidad existente en la persistencia de los shocks que afectan los beneficios de las empresas (por ende su *cash flow*). Simplificando el marco analítico de Lorenzoni, G. y Walentin, K. (2004), e introduciendo un proceso de aprendizaje

<sup>91</sup> Al modelo estándar que solamente incluye a la  $Q$  de Tobin como variable control para el efecto "beneficios esperados" (*future profitability*).

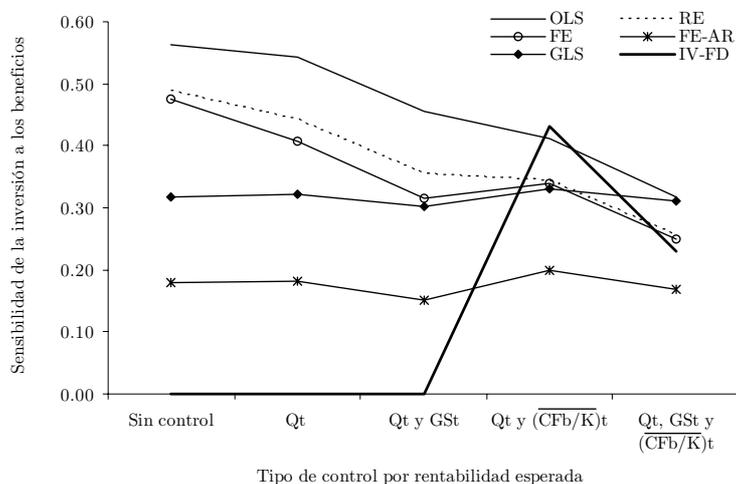


Gráfico 16: La respuesta de la inversión a los beneficios corrientes. Análisis de sensibilidad comparando los resultados de los distintos estimadores estáticos y de diversas especificaciones incluyendo distintos controles para el efecto "beneficios esperados".

para la valuación que realiza el mercado acerca del flujo de beneficios esperados, podemos reducir el esquema formal a las siguientes relaciones básicas:

$$CF_t = f(CF_{t-1}, X_t) \quad (47)$$

(+/-) (+/-)

$$V_t = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{CF_{t+i}}{(1+r)^i} \quad (48)$$

$$Q_{marg,t} = g(V_t, K_t, Z_t) \quad (49)$$

(+) (-) (+/-)

$$Q_{obs,t} = h(E(V_t), K_t, Y_t) \quad (50)$$

(+) (-) (+/-)

$$E(V_t) = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\overline{CF}_{t+i}}{(1+r)^i} \quad (51)$$

$$\overline{CF}_t = \sum_{j=1}^m \frac{CF_{t-m}}{m} \quad (52)$$

$$I_t = i(I_{t-1}, Q_{marg,t}, CF_t, U_t) \quad (53)$$

(+) (+) (+/0) (+/-)

donde  $CF$  son los beneficios en  $t$ ,  $V$  es el valor actual del flujo de beneficios futuros de la firma estimado por sus propietarios o administradores,  $Q_{marg}$

es la  $Q$  marginal (o *valor sombra de  $Q$* , en la terminología de Lorenzoni y Walentin, 2004),  $K$  es el stock de capital,  $E(V_t)$ , es el valor actual del flujo de beneficios futuros de la firma estimado por los agentes que operan en el mercado de valores,  $\overline{CF}_t$  es un promedio móvil de los beneficios que toma para su cálculo los  $m$  primeros rezagos de  $CF$ ,  $I$  es la inversión (variación del capital corriente, que depende de su pasado por el supuesto de costos de ajustes convexos en el stock de capital) de la empresa en tanto que  $X$ ,  $Z$ ,  $Y$  y  $U$  son vectores de variables explicativas adicionales para  $CF$ ,  $Q_{marg}$ ,  $Q_{obs}$  e  $I$ , respectivamente. Debajo de cada uno de los argumentos de las funciones implícitas se presenta el signo teórico de la derivada parcial de la variable dependiente respecto a dicho argumento.

Nuestro principal aporte a la paradoja del "efecto tamaño" consiste en asumir la existencia de asimetrías de información entre *insiders* (alta gerencia) y *outsiders* (operadores de mercado)<sup>92</sup> y racionalidad limitada en la formación de expectativas, lo cual involucra un proceso de aprendizaje para los operadores de mercado que intentan diferenciar entre shocks transitorios y permanentes.<sup>93</sup> Al incluir estas modificaciones, obtenemos como principal resultado que la sensibilidad de la inversión a la disponibilidad de fondos propios ( $CF_t$ ) solamente es indicativa de restricciones al financiamiento cuando los shocks son predominantemente transitorios.

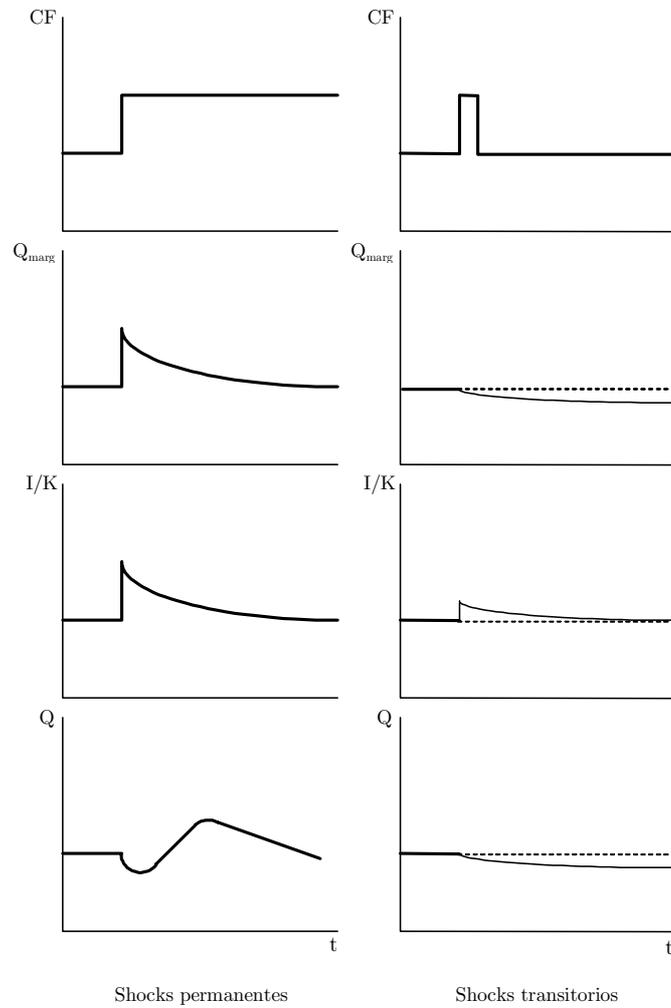
Para ser más explícitos, y sin pérdida de generalidad, podemos asumir una especificación lineal para cada una de las formas implícitas involucradas en (47, 49, 50 y 53) para obtener los resultados que se describen en el Gráfico 17.

Puede observarse que cuando los shocks sobre los beneficios son de carácter permanente, existe una disociación entre  $Q_{marg}$  y  $Q_{obs}$  debido a las asimetrías de información y al tiempo que transcurre hasta que los agentes del mercado pueden diferenciar entre shocks permanentes y transitorios. Al inicio, el mercado interpreta al shock permanente como transitorio, de manera que  $V_t$  aumenta pero  $E(V_t)$  se mantiene inalterado ( $\partial E(V_t)/\partial CF_t \simeq 0$  si  $m$  es lo suficientemente grande<sup>94</sup>). Al aumentar  $V_t$ , también se incrementa  $Q_{marg}$  lo cual lleva a un mayor nivel de inversión. El aumento de la inversión, determina un mayor stock de capital que (bajo el supuesto de rendimiento decrecientes de los factores de producción) reduce  $Q_{obs}$  (y compensa parcialmente el alza inicial de  $Q_{marg}$ ). Luego, a medida que el mercado comienza a percibir que el shock de beneficios es de carácter permanente,  $Q_{obs}$  comienza a crecer en tanto  $Q_{marg}$  e  $I_t$  están decreciendo (por el incremento tendencial en el stock de capital). Independientemente del tipo de empresa examinada (racionada o no racionada), observamos que cuando los shocks de beneficios son permanentes, la correlación entre  $I_t$  y

<sup>92</sup> Obsérvese que  $E(V_t)$  (estimado por los operadores de mercado) no tiene que ser necesariamente igual a  $V_t$  (observado por los managers).

<sup>93</sup> Nótese que  $E(V_t)$  depende de  $\overline{CF}$  (promedio móvil de los último  $m$  beneficios, que captura la parte permanente de los shocks) y no directamente de  $CF_t$  (que por definición incorpora tanto shocks transitorios como permanentes).

<sup>94</sup> Ver ecuaciones (51) y (52).



— Efecto común    — Firmas racionadas    - - - Firmas no racionadas

Gráfico 17: Efecto diferencial de shocks transitorios y permanentes en los beneficios de la empresa sobre la tasa de inversión, la  $Q$  marginal y la  $Q$  observada (según el grado de restricciones al financiamiento).

$CF_t$  será siempre positiva, debido a que  $Q_{obs}$  es incapaz de capturar el efecto "beneficios esperados" incluido en  $CF_t$  (debido a la falta de correlación entre  $V_t$  y  $E(V_t)$ ).

Por el contrario, cuando los shocks de beneficios son de carácter transitorio, la disociación entre  $Q_{marg}$  y  $Q_{obs}$  desaparece, debido a que  $\partial V_t / \partial CF_t = \partial E(V_t) / \partial CF_t = 0$ . En este caso, la evolución de  $Q_{obs}$  refleja fielmente la dinámica de la tasa de beneficios esperados, tanto para empresas racionadas como no racionadas<sup>95</sup>. Para estas últimas, el shock transitorio no tiene ningún efecto sobre las variables examinadas, en tanto que para las empresas que enfrentan restricciones al financiamiento, el shock transitorio de beneficios les permite llevar adelante ciertas inversiones que fueron suspendidas por insuficiencia de recursos propios. El aumento en el stock de capital (que es gradual debido al supuesto de costos de ajuste convexos) reduce asintóticamente tanto  $Q_{marg}$  como  $Q_{obs}$ .<sup>96</sup> De esta manera, solamente las empresas racionadas presentan una correlación positiva entre  $I_t$  y  $CF_t$  cuando los shocks de beneficios son transitorios.

Para validar las hipótesis de nuestro esquema teórico alternativo, es necesario examinar tanto los determinantes de  $Q_{obs}$  como la relación existente entre la sensibilidad de la inversión a la disponibilidad de fondos propios y la persistencia de los shocks de beneficios. En los Cuadros 15 y 16 observamos que, independientemente del estimador utilizado, la *Q de Tobin* (o  $Q_{obs}$ ) no depende directamente de ninguna realización puntual de los beneficios (ya sea rezagada, contemporánea o adelantada). Por el contrario, su evolución pareciera estar determinadas por factores macroeconómicos (sub-sumidos en el índice de precios del Merval) y la dinámica del promedio de los beneficios obtenidos en los dos últimos años (ver sección metodológica para una descripción más precisa de  $\overline{CF_b/K}_t$ ).

Estos resultados son consistentes con la idea de que los agentes que operan en el mercado de valores:

1. No son "forward looking" (al menos no con previsión perfecta) y
2. No forman sus expectativas en base a observaciones puntuales sino a partir de valores promedio de las variables relevantes en el pasado reciente.

Tomados en conjunto, estos hallazgos convalidan nuestra hipótesis de "racionalidad limitada" que permite explicar la disociación entre  $Q_{marg}$  y  $Q_{obs}$  cuando los shocks de beneficios son predominantemente permanentes: no es que los mercados no tomen en cuenta los fundamentales de la empresa, sino que los perciben con cierta demora. Sin embargo, no hemos probado aún que, empíri-

<sup>95</sup>En este caso, el mercado no se equivoca al asumir inicialmente que el shock es transitorio.

<sup>96</sup>Al aumentar el stock de capital sin que se incremente concomitantemente el valor actual del flujo de beneficios esperado ( $V_t$  o  $E(V_t)$ ), la tasa de beneficios esperados se reduce y con ellos  $Q_{obs}$  y  $Q_{marg}$ .

amente, la disociación entre  $Q_{marg}$  y  $Q_{obs}$  lleva a una mayor sensibilidad de  $I_t$  a  $CF_t$  cuando los shocks son permanentes.

Utilizando series de tiempo por empresa, se estimó para cada unidad de corte transversal un modelo de inversión similar al que se describe en el Cuadro 6 y se guardó en cada caso el coeficiente de la ecuación correspondiente a  $CF/K_t$ . Luego, se estimó para cada firma un modelo autorregresivo de primer orden para  $CF/K_t$ , guardando el coeficiente correspondiente a su primer rezago.

**Cuadro 15. Determinantes de la Q de Tobin. Estimador FE**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Q_{t-1}$	0.74 (0.01)***	0.76 (0.01)***	0.73 (0.01)***	0.73 (0.01)***	0.68 (0.01)***	0.75 (0.02)***
$(CF/K)_{t+3}$					0.04 (0.07)	
$(CF/K)_{t+2}$					0.07 (0.07)	
$(CF/K)_{t+1}$					0.1 (0.09)	
$(CF/K)_t$	0.2 (0.14)		0.22 (0.15)	0.17 (0.15)	-0.06 (0.16)	
$(CF/K)_{t-1}$		-0.0003 (0.09)	-0.08 (0.09)	-0.1 (0.09)	-0.09 (0.09)	
$(CF/K)_{t-2}$			0.12 (0.08)	0.1 (0.08)	0.02 (0.08)	
$(CF/K)_{t-3}$			-0.07 (0.08)	-0.09 (0.08)	-0.12 (0.08)	
Merval				0.12 (0.04)***	0.17 (0.05)***	0.17 (0.05)***
$(\overline{CF_b/K})_t$						1.32 (0.24)***
Observaciones	1949	2016	1841	1841	1639	1373
Unidades de corte transv.	70	70	69	69	69	62
R cuadrado	0.82	0.82	0.82	0.82	0.81	0.84

En todos los casos, la variable dependiente es  $Q_t$  y el estimador utilizado es el FE (efectos fijos). Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

**Cuadro 16. Determinantes de la Q de Tobin. Estimador OLS**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Q_{t-1}$	0.86 (0.02)***	0.87 (0.02)***	0.86 (0.03)***	0.85 (0.03)***	0.83 (0.03)***	0.87 (0.03)***
$(CF/K)_{t+3}$					-0.05 (0.09)	
$(CF/K)_{t+2}$					-0.03 (0.08)	
$(CF/K)_{t+1}$					0.07 (0.10)	
$(CF/K)_t$	0.24 (0.17)		0.31 (0.18)*	0.28 (0.18)	0.12 (0.19)	
$(CF/K)_{t-1}$		-0.06 (0.14)	-0.17 (0.15)	-0.18 (0.15)	-0.17 (0.15)	
$(CF/K)_{t-2}$			0.03 (0.08)	0.01 (0.08)	-0.05 (0.08)	
$(CF/K)_{t-3}$			-0.12 (0.11)	-0.15 (0.11)	-0.16 (0.11)	
Merval				0.12 (0.06)**	0.15 (0.06)***	0.13 (0.06)**
$(\overline{CF_b/K})_t$						0.87 (0.24)***
Observaciones	2026	2093	1915	1915	1707	1436
R cuadrado	0.83	0.83	0.82	0.82	0.81	0.84

En todos los casos, la variable dependiente es  $Q_t$  y el estimador utilizado es el OLS (mínimos cuadrados ordinarios). Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

De esta manera, se obtuvo una nueva base de datos de corte transversal (con 56 observaciones debido a que para ciertas empresas las series de tiempo no eran lo suficientemente largas como para asegurar resultados robustos) que utilizamos para evaluar la correlación existente entre la sensibilidad de  $I_t$  a  $CF_t$  (aproximada por el coeficiente  $CF/K_t$  en la ecuación de inversión estimada para cada empresa) y la persistencia de los shocks de beneficios (aproximada por el coeficiente de autocorrelación, por empresa, de  $CF/K_t$ ).

**Cuadro 17. Impacto de la persistencia de los shocks de beneficios sobre la sensibilidad de la inversión a CF/K**

OLS (corte transversal)	
CF/K-acc	3.96 (1.66)**
Constante	-0.34 (0.68)
Observaciones	56
R cuadrado	0.0836

La variable dependiente es el coeficiente de  $(CF/K)_t$  en la ecuación de inversión (un coeficiente por empresa). CF/K-acc es el coeficiente de autocorrelación de CF/K (uno por cada empresa). Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Como puede observarse en el Cuadro 17, los resultados corroboran las predicciones de nuestro esquema analítico, la sensibilidad de la inversión a la disponibilidad de fondos propios aumenta con el grado de persistencia de los shocks sobre los beneficios de las empresas.

Finalmente, a fin de dilucidar la paradoja del "efecto tamaño" en el análisis de las restricciones al financiamiento a partir de las ecuaciones de inversión, resta por analizar si, efectivamente, las empresas más grandes enfrentan shocks más permanentes que las empresas pequeñas. Los resultados del Cuadro 18, confirma que, independientemente del método de estimación utilizado, a medida que aumenta el tamaño de la firma, la autocorrelación de los shocks de beneficios se incrementa (tal como se observa al comparar los coeficientes de  $CF/K_{t-1}$  en el Cuadro 18).

**Cuadro 18. Persistencia de los shocks de beneficios**

	Grandes-FE	Pequeñas-FE	Grandes-OLS	Pequeñas-OLS
$(CF/K)_{t-1}$	0.24 (0.03)***	0.1 (0.02)***	0.3 (0.07)***	0.14 (0.04)***
$\Delta PBI_t$	0.14 (0.03)***	0.17 (0.04)***	0.12 (0.04)***	0.16 (0.05)***
$TCR_t$	0.02 (0.012)	0.04 (0.017)**	0.022 (0.015)	0.038 (0.022)*
$Sspread_t$	-0.003 (0.003)	-0.008 (0.004)**	-0.003 (0.003)	-0.007 (0.004)*
$Volatilidad_t$	-0.43 (0.25)*	-0.62 (0.32)*	-0.42 (0.26)	-0.5 (0.29)*
Observaciones	540	675	540	675
Unidades de corte transv.	17	24		
R cuadrado	0.24	0.12	0.24	0.12

En todos los casos, la variable dependiente es  $(CF/K)_t$ . Entre paréntesis se presentan los errores estándar de los coeficientes. \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* Nota:  $\Delta PBI$  es la primera diferencia del PBI,  $TCR$  es el índice del tipo de cambio real en  $t$ ,  $Sspread$  es el índice EMBI+ JP Morgan que identifica al riesgo soberano medido en miles de puntos básicos, en tanto que  $Volatilidad$  es el desvío estándar sobre 5 años de la tasa de crecimiento del PBI.

Puede entonces concluirse que, la mayor sensibilidad de la inversión a los fondos propios en las grandes empresas, no es necesariamente un indicativo de restricciones al financiamiento sino, por el contrario, de una mayor autocorrelación en los shocks sobre los beneficios. De esta manera, el modelo de inversión que utiliza a la variable  $CF/K$  para identificar la existencia de restricciones al financiamiento no resulta apropiado para las grandes empresas, debido a la imposibilidad de distinguir los efectos "racionamiento" y "beneficios esperados" cuando los shocks de beneficios son persistentes.