

Ensayos Económicos

**Un vínculo sutil y no siempre comprendido
en medio siglo: una nota sobre la tasa de
inversión y el crecimiento económico**

Sebastián Katz, Luis Lanteri, Sebastián Vargas

**Autofinanciamiento empresarial y crecimiento
económico**

Ricardo Bebczuk, Lorena Garegnani

**Buenas prácticas para la administración del
riesgo operacional en entidades financieras**

Miguel Delfiner, Ana Mangialavori, Cristina Pailhé

**¿Cómo enfocar hacia adelante la economía
y la política económica en la Argentina?**

Eduardo L. Curia

47

Abril - Junio 2007



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Ensayos Económicos es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 0325-3937

Banco Central de la República Argentina

Reconquista 266 / Edificio Central Piso 8

(C1003ABF) Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina

Tel.: (+5411) 4348-3719 / Fax: (+5411) 4000-1257

Email: investig@bcra.gov.ar / <http://www.bcra.gov.ar>

Fecha de publicación: julio de 2007

Queda hecho el depósito que establece la Ley 11.723.

Diseño editorial

Banco Central de la República Argentina

Gerencia Principal de Comunicaciones y Relaciones Institucionales

Área de Imagen y Diseño

Impreso en Ediciones Gráficas Especiales.

Ciudad Autónoma de Buenos Aires, julio de 2007

Tirada de 2000 ejemplares.

Las opiniones vertidas en esta revista son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente se corresponden con las del BCRA.

No se permite la reproducción parcial o total, el almacenamiento, el alquiler, la transmisión o la transformación de este libro, en cualquier forma o por cualquier medio, sea electrónico o mecánico, mediante fotocopias, digitalización u otros métodos, sin el permiso previo y escrito del editor. Su infracción está penada por las leyes 11.723 y 25.446.

Autofinanciamiento empresario y crecimiento económico

Ricardo Bebczuk

Lorena Garegnani

Banco Central de la República Argentina*

Resumen

El presente estudio discute las ventajas y desventajas del autofinanciamiento empresario desde la perspectiva de las finanzas empresarias para luego explorar sus consecuencias macroeconómicas. Específicamente, se calcula un Coeficiente de Autofinanciamiento Empresario (CAE) para un conjunto de 15 países de la OCDE en el período 1970-2003. A través de técnicas recientes de datos de panel, se estudia el efecto de largo plazo del autofinanciamiento sobre la inversión empresaria, la productividad factorial total y el crecimiento del producto. Los resultados claramente sugieren, en aparente contradicción con la literatura sobre desarrollo financiero, una fuerte relación positiva entre crecimiento y autofinanciamiento en el largo plazo. Importantes lecciones se derivan para el caso argentino reciente.

Clasificación JEL: C33; G32; O16

Palabras claves: Coeficiente de Autofinanciamiento Empresario, Crecimiento económico, Pooled Mean Group Estimator.

* El trabajo se enriqueció con los valiosos comentarios de Alejandra Anastasi y Jorge Carrera. Agradecemos a Jakob Madsen por compartir su base de datos sobre productividad factorial total. Los errores remanentes son de nuestra entera responsabilidad. Las opiniones vertidas en este trabajo corresponden a los autores y no representan una posición oficial del Banco Central de la República Argentina. Emails: ricardo.bebczuk@bcra.gov.ar y lgaregnani@bcra.gov.ar.

Introducción

La literatura financiera reciente ha enfatizado la importancia del desarrollo del sistema bancario para el crecimiento de largo plazo. Este efecto positivo ha encontrado fuerte respaldo a nivel teórico y empírico (ver al respecto Levine (2004), quien resume el estado del arte en este campo citando más de 300 referencias). A nivel teórico, se subraya la habilidad de los bancos para: (i) seleccionar los proyectos más productivos, (ii) monitorear y controlar a los deudores durante la vida del proyecto, (iii) diversificar los riesgos y (iv) minimizar los costos de movilización del ahorro. A nivel empírico, existen estudios econométricos favorables con datos agregados, tanto de corte transversal como de serie de tiempo para países específicos. Estas investigaciones hacen uso de variables instrumentales y técnicas de estimación refinadas que han permitido rechazar la hipótesis de que la correlación positiva entre desarrollo bancario y crecimiento nace de la causalidad del crecimiento sobre el crédito. Algunas contribuciones han avanzado en la identificación de los canales a través de los cuales el desarrollo bancario impacta sobre el crecimiento, concluyendo que el efecto sobre la productividad de la economía supera ampliamente al efecto sobre el volumen de inversión (ver De Gregorio y Guidotti (1995) y Bebczuk (2004)). Al mismo tiempo, se ha discutido si el desarrollo financiero basado en bancos es más o menos propicio para el crecimiento que el basado en mercados de capitales, con resultados ambiguos (ver Levine (2002)). Una vertiente novedosa han sido los estudios con información desagregada por industria. Por ejemplo, Rajan y Zingales (1998) y trabajos subsecuentes han demostrado, para una muestra de 36 industrias y 42 países, que el desarrollo financiero promueve el crecimiento de las industrias estructuralmente más dependientes del financiamiento externo (usando como punto de referencia la dependencia financiera de cada industria en Estados Unidos). Demirguc-Kunt y Maksimovic (1998) usan información a nivel de empresas con oferta pública de 26 países para afirmar que la proporción de firmas que crecen por encima de su potencial de autofinanciamiento se incrementa con el nivel de desarrollo financiero del país.

Nuestro trabajo se suma a esta literatura con la intención de explorar tres cuestiones cuyo tratamiento hasta el presente no ha sido, a nuestro entender, completamente satisfactorio en los estudios existentes, a saber:

(1) *Se utiliza como variable explicativa el total de crédito al sector privado, sin discriminar entre empresas y consumidores.* En principio, en un modelo de crecimiento de largo plazo, únicamente debería contemplarse la inversión empresaria destinada a la acumulación de capital físico (y siempre que la economía no haya alcanzado el estado estacionario, en el cual la inversión neta es cero). El crédito para consumo puede tener impacto sobre el bienestar agregado, pero no sobre el crecimiento en un modelo que supone pleno empleo de los factores y por tanto ineffectividad de la demanda agregada como motor de crecimiento. Por otra parte, como mostraremos en breve, la inversión empresaria es considerablemente inferior a la inversión nacional y a la inversión privada, por lo cual el problema es cuantitativamente relevante;

(2) *El crecimiento se explica en función del stock de crédito, no del flujo.* En base a una simple identidad de flujos de fondos, la intuición sugiere que es el cambio en la disponibilidad de crédito la variable que influye sobre el nivel de inversión productiva: a igualdad de otras fuentes de financiamiento, cuanto más crezca el crédito, más recursos estarán disponibles para inversión y mayor será el crecimiento económico. No obstante ello, los trabajos disponibles centran su atención en el stock de crédito como la variable promotora de crecimiento; y, más importante aún,

(3) *Se presupone una relación lineal entre crédito y crecimiento económico.* La teoría y las aplicaciones empíricas postulan que mayores niveles de crédito promueven necesariamente mayores tasas de crecimiento económico. Sin embargo, en paralelo a estos estudios macroeconómicos, las finanzas corporativas han hecho sustanciales progresos en las últimas dos décadas para describir los efectos de la deuda sobre los incentivos y el desempeño de las firmas. Específicamente, estos trabajos apuntan a mostrar que la deuda puede causar efectos indeseados. De hecho, la teoría de la estructura de capital óptima se basa precisamente en sopesar estos costos y beneficios para establecer el nivel de deuda que maximiza la riqueza de los accionistas (ver Bebczuk (2003)).

Nuestro trabajo aborda simultáneamente estos tres temas, investigando la relación del flujo de autofinanciamiento con la tasa de inversión empresaria, la productividad factorial total y el crecimiento económico para un panel no balanceado de países de la OCDE que cubre el período 1970-2003. La idea-fuerza del estudio es que la literatura sobre crédito y

crecimiento efectivamente prueba que la existencia de costos de información y transacción hacen aconsejable la existencia de intermediación bancaria (como alternativa a la aplicación individual del ahorro), pero no necesariamente apoya, como suele pensarse, la hipótesis de que un mayor financiamiento empresario vía crédito fomenta el crecimiento. En otras palabras, los bancos mejoran la asignación de recursos en comparación con los ahorristas individuales (familias), pero no necesariamente cuando la unidad ahorradora es la propia empresa. En contraposición con el ahorrista individual, un empresario racional e informado debería conocer sus propias oportunidades de inversión tan bien o mejor que un banco; así, cuando la rentabilidad esperada dentro de la empresa excede a la alcanzable fuera de la empresa, el empresario retendrá ganancias para financiar internamente sus proyectos. En estas circunstancias, el autofinanciamiento sería una decisión óptima, con claros y positivos efectos sociales. Aún más, el uso de fondos propios, como veremos más adelante, elimina diversos conflictos de interés entre deudores y acreedores, los cuales encarecen el crédito y distorsionan la correcta selección de proyectos productivos.

Los argumentos desplegados hasta aquí pueden parecer en franca confrontación con los reconocidos beneficios del desarrollo financiero para el crecimiento económico. Sin embargo, no es así. Nuestra proposición no es que una economía sin crédito tendrá un mejor desempeño que otra con crédito, sino que una economía con empresas poco endeudadas (esto es, con alto autofinanciamiento) puede registrar altas tasas de crecimiento y productividad. La justificación de este punto radica en que los beneficios del desarrollo financiero se pueden materializar aun con bajos índices de endeudamiento empresario.

Nuestra presunción es que los beneficios macroeconómicos del crédito no se manifiestan a través de un mayor volumen de deuda a nivel de cada empresa sino a través del acceso al crédito por parte de un mayor número de empresas, sin importar particularmente la proporción de activos que ese crédito financie. El control corporativo ejercido por los acreedores o la posibilidad de sortear situaciones de iliquidez temporaria -dos evidentes beneficios derivados de la existencia de bancos- no requieren que el endeudamiento observado sea alto, sino más bien que las empresas cuenten con un nivel mínimo de crédito bancario. En síntesis, las bondades de la intermediación bancaria no son en teoría inconsistentes

con las bondades del autofinanciamiento empresarial. Aquí nos proponemos, por primera vez, estudiar empíricamente estas últimas.

El trabajo se organiza del siguiente modo. En la Sección I se discuten los beneficios y costos del endeudamiento desde el enfoque de las finanzas corporativas. En la Sección II se presenta y se describe la evolución del Coeficiente de Autofinanciamiento Empresarial (CAE). Los resultados econométricos se vuelcan en la Sección III. Las conclusiones y las lecciones para el caso argentino cierran el estudio.

I. Beneficios y costos del endeudamiento empresarial

Desde el punto de vista empresarial, la deuda brinda tres claros beneficios: (a) Permite relajar las restricciones de financiamiento de las empresas que cuentan con buenas oportunidades de inversión pero han agotado su capacidad de autofinanciamiento (ver Hubbard (1998) para un relevamiento de la literatura y Galindo y Schiantarelli (2003) para estudios sobre América Latina); (b) Permite explotar la ventaja impositiva de la deducción de intereses en la base del impuesto a las ganancias empresarias, reduciendo así el costo de financiamiento (ver Miller (1977));¹ y (c) A partir del monitoreo continuo del acreedor, la deuda contribuye a disciplinar a las empresas, induciéndolas a hacer un uso racional y eficiente de sus recursos a fin de evitar el evento de quiebra (ver Jensen (1986)).

Por el contrario, se han identificado diversos efectos contraproducentes de la deuda:

(a) *Problemas de información asimétrica y costos de intermediación*: en vista de que el deudor cuenta con mayor información que el acreedor acerca de la naturaleza del proyecto y de su propia voluntad de repago, y puede explotar esa ventaja en su beneficio, las condiciones del crédito se endurecen en términos de una mayor tasa de interés, un menor plazo o en un menor volumen de crédito. En consecuencia, el costo de

¹ Miller (1977) nota que esta ventaja puede desaparecer si la tasa del impuesto a las ganancias de las personas (en este caso, los acreedores) es similar a la que recae sobre las empresas.

intermediación, y por tanto la tasa de interés, se incrementa debido a los gastos de selección, monitoreo y control de los deudores;

(b) *Servicios procíclicos*: la tasa de interés de los préstamos se pacta de antemano y es independiente de la rentabilidad operativa del deudor, por lo cual este último es particularmente vulnerable a cambios adversos en sus ventas o costos, en especial cuando los préstamos son de corto plazo y por tanto existe el riesgo de cancelación o incremento del costo de la línea;

(c) *Costos de quiebra*: en el evento de que el deudor no cumpla con sus compromisos, el acreedor se verá forzado a ejecutar legalmente al deudor, incurriendo en gastos legales y contables que reducen su ingreso esperado. Anticipando tal situación, el acreedor probablemente incluirá tales costos futuros en la tasa de interés fijada para el préstamo;²

68

(d) *Sustitución de activos*: El repago de la deuda, en especial cuando el apalancamiento es alto, crea un potencial conflicto de interés entre los accionistas y los acreedores en torno al grado de riesgo de los proyectos futuros. En tanto los acreedores prefieren proyectos más seguros (vale decir, aquellos con un ingreso moderado pero altamente probable), los accionistas se inclinarán por los más riesgosos, puesto que éstos prometen un ingreso neto más alto para los accionistas en caso de resultar exitosos y no generan costos en caso de fracaso en la medida que hayan sido financiados con deuda no garantizada;

(e) *Subinversión*: Por un argumento similar al anterior, los deudores pueden preferir pasar por alto inversiones rentables cuyos resultados terminarán en manos de los acreedores sin redundar en mayores dividendos para los accionistas (ver Myers (1977)).³

La financiación a través de fondos propios exhibe también ventajas y desventajas en relación a la deuda. Por el lado de las ventajas, se deben citar las siguientes: (a) Los fondos propios están libres de costos de interme-

² A estos costos directos de la quiebra deberían sumarse los costos indirectos asociados a las dificultades financieras extremas, durante las cuales decae el incentivo de la gerencia y los accionistas y se deteriora la confianza de clientes y proveedores.

³ También se observará subinversión cuando los bancos requieran garantías a empresarios aversos al riesgo.

diación e información, convirtiéndolos en la fuente de financiamiento menos onerosa; (b) Dado que el riesgo derivado de la inversión de fondos propios es enteramente absorbido por el propio empresario, desaparecen los incentivos perversos que caracterizan la relación acreedor-deudor; (c) Los fondos propios no generan obligaciones fijas para la empresa, acotando o eliminando (en el caso de que la empresa prescindiera totalmente de deuda) el riesgo de quiebra y los costos asociados; y (d) La disponibilidad de fondos propios puede incluso favorecer el acceso a la deuda, ya que el uso de recursos propios actúa como una señal positiva sobre las perspectivas del proyecto.

En lo que hace a las desventajas, sobresalen las siguientes: (a) Si los empresarios no son totalmente racionales, pueden subestimar el costo de oportunidad de los fondos propios, destinándolos a inversiones de baja rentabilidad; (b) En empresas con propiedad dispersa, los fondos propios pueden ser usados en beneficio de los gerentes o los accionistas mayoritarios y en detrimento del valor de la empresa; y (c) Dependiendo de la actitud del empresario hacia el riesgo, el uso de fondos propios puede generar subinversión (alta aversión al riesgo) o sobreinversión (baja aversión al riesgo).

La literatura empírica reproduce esta ambigüedad conceptual al estudiar el impacto del endeudamiento sobre distintas medidas de desempeño empresarial. Weill (2004) reseña los aportes microeconómicos en este campo, concluyendo que los resultados varían notablemente entre países y muestras de empresas. A nivel macroeconómico, McKinnon (1973) alega que, en países con sistemas financieros poco desarrollados, la práctica del autofinanciamiento origina importantes pérdidas de eficiencia en la asignación de los recursos financieros. Más recientemente, Loayza y Ranciere (2002) examinan el efecto del aumento del crédito a lo largo del tiempo, bajo la hipótesis de que el efecto de corto plazo, a diferencia del de largo, puede ser negativo para el crecimiento agregado. En el corto plazo, una expansión del crédito, especialmente si se produce en forma brusca y en sistemas financieros inmaduros, puede derivar en problemas de riesgo moral que amenacen la estabilidad y el crecimiento económico. Por su parte, en el largo plazo deberían materializarse los beneficios apuntados en la Introducción. Sus estimaciones para una muestra amplia de países y años confirman esta visión.

II. Estadísticas descriptivas

Este estudio se centra en los países de la OCDE. La razón de orden práctico es que estos países son los únicos que cuentan con información oficial sobre financiamiento corporativo agregado para un período suficientemente extenso. Sin embargo, tenemos la convicción de que los resultados tienen aplicación directa a países tanto desarrollados como emergentes: por un lado, la teoría moderna del financiamiento empresarial es aplicable a países con distintos niveles de desarrollo; por el otro, las cifras que se presentarán seguidamente revelan que la estructura de financiamiento empresarial es de hecho muy similar a la esperable en un país en desarrollo. Nuestra variable de interés es el Cociente de Autofinanciamiento Empresarial (CAE), que definimos como la relación entre el ahorro y la inversión del sector empresarial. La Tabla 1 presenta el valor promedio anual del CAE en cada uno de los países de la muestra en el período disponible en cada caso. Como refleja la columna (5), el CAE alcanza un promedio de 91,25%, lo cual implica que por cada peso de inversión empresarial, 91,25 centavos se autofinancia y apenas 8,75 centavos proviene de otras fuentes (emisiones de deuda y de acciones). En algunos casos (Bélgica, Suiza y Dinamarca), el CAE supera el 100%, indicando que el ahorro empresarial excede las necesidades de financiamiento. En el otro extremo del espectro, el autofinanciamiento no llega al 70% en dos casos: Italia (58,6%) y Australia (68,7%).

También debe remarcarse, a partir de la columna (4), que las empresas son el principal pero no el único sector que realiza inversión física. De hecho, aportan el 57,4% de la inversión bruta nacional, en tanto que el gobierno y sobre todo las familias son responsables por el resto.⁴ Por ello, en la medida de lo posible, es recomendable no atribuir toda la inversión al sector empresarial, como implícitamente se hace en muchos estudios empíricos con datos internacionales. Del mismo modo, las empresas generan nada menos que el 51,5% del ahorro bruto nacional, contra la difundida creencia de que el ahorro es de origen eminentemente familiar.

⁴ Según datos utilizados en Bebczuk y Schmidt-Hebbel (2006), la distribución, para una muestra similar, es la siguiente: empresas, 57,9%; familias, 28,7%; gobierno, 13,4%.

Tabla 1/ Cociente de Autofinanciamiento Empresarial: Promedios por países

País	Período	Ahorro	Ahorro	Invers.	Invers.	CAE	Crec.	Crec.
		empres. % del PBI (1)	empres./ Nac.% (2)	empres. % del PBI (3)	empres./ Nac.% (4)	(5)=(1)/ % (4)	real PBI % (6)	PFT % (7)
Bélgica	1985-03	14,1	60,1	12,4	61,5	114,6	2,2	1,3
R. Unido	1987-03	10,3	65,7	11,7	65,3	89,8	2,5	1,3
Suiza	1990-02	17,4	55,8	14,6	61,8	120,5	1,0	0,3
Italia	1980-03	6,1	29,4	10,7	50,0	58,6	1,9	1,0
Japón	1980-02	14,3	47,0	16,8	58,0	86,6	2,6	1,0
Noruega	1978-03	14,2	51,0	15,3	62,2	94,7	3,1	2,2
EE.UU.	1970-03	9,2	54,3	9,6	49,9	96,3	3,0	0,7
P. Bajos	1980-03	10,7	43,0	12,1	56,8	88,5	2,2	0,8
España	1980-03	12,2	58,2	13,5	60,0	91,5	2,7	1,1
Finlandia	1975-03	12,1	50,7	13,4	56,1	96,0	2,5	2,1
Alemania	1991-03	9,3	45,1	11,4	54,2	82,9	1,9	0,9
Australia	1970-03	8,3	41,2	12,3	48,9	68,7	3,3	0,8
Dinamarca	1981-03	14,6	75,9	13,5	68,2	109,1	1,9	1,4
Francia	1978-03	9,1	45,4	10,7	52,2	86,0	2,1	1,4
Canadá	1970-03	10,3	50,4	12,2	56,4	85,0	3,2	0,5
Promedio		11,5	51,5	12,7	57,4	91,3	2,4	1,1
Desvío Est.		3,0	11,1	1,9	5,8	15,9	0,6	0,5

Fuentes: OCDE (datos de ahorro e inversión), Banco Mundial (crecimiento) y Madsen (2005) (productividad factorial total).

La evolución del CAE en el tiempo aparece en la Tabla 2. Tomando promedios simples de los datos nacionales, el CAE ha aumentado de 73% a 100,3% entre 1970 y 2003 y, en los pocos casos en que ha caído (Países Bajos, España y Bélgica), nunca ha bajado del 76%.

En conjunto, las tablas anteriores dan cuenta del peso preponderante (e incluso creciente) del autofinanciamiento empresarial, una observación en línea con la teoría financiera (ver Myers y Majluf (1984)). Un fenómeno que despierta todavía más curiosidad es que esta tendencia ha estado acompañada por un sostenido crecimiento del crédito al sector privado como porcentaje del PBI, que pasa en promedio del 58% al 117% entre 1970 y 2000 (ver Tabla 3).⁵

⁵ Similarmente, Mitton (2006) encuentra, sobre una muestra de 11.000 empresas, una relación negativa entre apalancamiento y profundidad financiera en 34 países emergentes.

Tabla 2/ Cociente de Autofinanciamiento Empresario: Evolución temporal, 1970-2003

País / Período	1970-74	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	2000-03
Bélgica	nd	nd	nd	125,0	115,9	113,7	101,0
Reino Unido	nd	nd	nd	82,4	89,5	92,4	92,4
Suiza	nd	nd	nd	nd	112,6	130,5	117,1
Italia	nd	nd	32,8	47,1	62,0	80,6	73,5
Japón	nd	nd	75,9	78,2	73,1	100,1	118,0
Noruega	nd	90,0	93,6	83,7	106,7	87,8	105,8
Estados Unidos	89,8	94,8	88,3	97,8	101,3	95,8	109,1
Países Bajos	nd	nd	98,2	86,6	93,3	85,7	76,2
España	nd	nd	nd	102,1	88,6	98,9	80,5
Finlandia	nd	67,6	74,5	76,2	86,0	150,8	126,8
Alemania	nd	nd	nd	nd	nd	87,1	86,6
Australia	56,6	57,2	57,4	57,7	89,8	71,4	96,5
Dinamarca	nd	nd	103,8	86,6	121,3	118,7	117,3
Francia	nd	66,4	58,9	92,2	98,5	100,4	88,3
Canadá	72,8	70,5	68,9	84,6	85,0	98,6	122,2
Promedio	73,0	72,8	75,1	84,7	93,2	100,8	100,3

72

Fuentes: OCDE (datos de ahorro e inversión).

Tabla 3/ Crédito al sector privado sobre PBI, 1970-2000

País / Año	1970	1980	1990	2000
Bélgica	19,0	29,6	37,0	79,3
Reino Unido	20,9	27,6	115,8	132,8
Suiza	99,7	105,3	162,6	160,9
Italia	68,9	56,0	56,5	77,6
Japón	112,6	132,3	196,0	192,6
Noruega	53,4	51,2	81,7	76,4
Estados Unidos	114,1	118,6	148,4	236,2
Países Bajos	52,4	90,2	79,9	139,4
España	56,0	76,5	80,2	101,0
Finlandia	41,9	47,6	86,6	54,0
Alemania	nd	78,3	90,6	120,5
Australia	22,4	25,7	61,6	86,4
Dinamarca	49,3	40,8	52,2	137,0
Francia	65,6	102,1	96,1	86,3
Canadá	36,8	66,9	75,9	77,2
Promedio	58,1	69,9	94,7	117,2

Fuente: Banco Mundial.

Una forma de reconciliar el aumento simultáneo del CAE y del crédito al sector privado sobre PBI pasa por conjeturar que gran parte del incre-

mento del crédito fue absorbido por las familias.⁶ Si este fuera el caso, sería preciso replantearse qué se está midiendo en las regresiones de crecimiento, puesto que, como se comentara previamente, el crédito al consumo no debería tener incidencia directa sobre el crecimiento de largo plazo.

Antes de pasar a las estimaciones econométricas, debe mencionarse que los argumentos vertidos en la Sección I, que se nutre de la teoría moderna sobre la estructura óptima de capital, no distinguen claramente entre flujos y stocks de financiamiento. El uso de flujos de autofinanciamiento como variable central del análisis se justifica por tres motivos: (a) la información sobre stocks es mucho más limitada que sobre los flujos; (b) los stocks de capital incluyen tanto ganancias retenidas como emisión de acciones en el mercado de capitales, sin permitir una adecuada discriminación entre ambos conceptos; y (c) debería esperarse algún grado de correlación entre stocks y flujos, una vez que los primeros son meramente la acumulación en el tiempo de los segundos. De hecho, datos para un subconjunto de los países también confirman la tendencia creciente de la relación patrimonio neto/activos:

Tabla 4/ Patrimonio Neto sobre Activos, 1970-2000

País	1970	1980	1990	2000
Reino Unido	0,49	0,37	0,53	0,67
Estados Unidos	0,55	0,49	0,39	0,63
Alemania	0,27	0,2	0,31	0,49
Japón	0,16	0,22	0,29	0,29
Canadá	0,46	0,41	0,41	0,54
Francia	0,41	0,34	0,56	0,70
Italia	0,32	0,52	0,48	0,52
G7	0,38	0,36	0,43	0,55

Fuente: Davis (2003).

⁶ Suponiendo que la única fuente externa de financiamiento empresarial es el cambio en el crédito bancario (ΔCR_E) y que la inversión empresarial I es una proporción constante α del PBI –dos supuestos relativamente realistas–, el CAE puede expresarse como $CAE = 1 - (\Delta CR_E / I) = 1 - (\Delta CR_E / \alpha PBI)$. A su vez, el crédito al sector privado (CR) se compone del crédito a las empresas (CR_E) y el crédito a las familias (CR_F). De esta manera, CAE puede aumentar al mismo tiempo que (CR / PBI) sólo si la caída de CR_E es más que compensada por el incremento de CR_F .

III. Hipótesis de trabajo y resultados econométricos

III.1. Metodología econométrica

La literatura empírica sobre paneles abunda en casos con paneles en los que tanto T (el número de observaciones de series de tiempo) como N (el número de grupos) son grandes y de igual magnitud. Como establecen Pesaran, Shin y Smith (1999), la práctica usual es estimar N regresiones separadas y calcular las medias de los coeficientes, lo que se denomina estimador de Mean Group (MG). Este estimador no impone ningún tipo de restricción permitiendo que tanto los coeficientes de corto plazo como los de largo plazo difieran entre grupos. En el otro extremo se encuentra el estimador de Efectos Fijos Dinámico (EFD) que restringe a los coeficientes de corto y largo plazo a ser idénticos entre grupos. Pesaran, Shin y Smith (1999) proponen un procedimiento intermedio, el denominado estimador de Pooled Mean Group (PMG), que restringe los coeficientes de largo plazo a ser idénticos pero permite que los coeficientes de corto plazo y la varianza de los errores difiera entre grupos.

Pesaran y Smith (1995) afirman que, si bien la especificación dinámica puede no coincidir para todos los países, es razonable que existan relaciones de largo plazo comunes. Pesaran, Shin y Smith (1999) argumentan que es más factible que los efectos de largo plazo, en oposición a los de corto plazo, sean homogéneos debido a restricciones presupuestarias o de liquidez, condiciones de arbitraje o tecnologías comunes. El estimador de MG, que no restringe los coeficientes de largo plazo a ser homogéneos, es consistente para N y T grandes, y es considerado, por lo tanto, un estándar de comparación. El otro estimador propuesto consiste en apilar los parámetros de largo plazo y estimar el modelo por el método de PMG. Su nombre proviene del *apilamiento* implicado por las restricciones de homogeneidad sobre los coeficientes de largo plazo y del *promedio* entre grupos usado para obtener las *medias* de los coeficientes estimados de corrección de errores y de los restantes parámetros de corto plazo del modelo. Este último estimador combina la eficiencia de las estimaciones con datos apilados, al tiempo que evita el problema de inconsistencia que proviene de apilar relaciones dinámicas heterogéneas.

Supongamos que, dados los datos sobre períodos $t=1,2,\dots,T$ y grupos $i=1,2,\dots,N$, se desea estimar el modelo:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde x_{it} ($k \times 1$) es el vector de variables explicativas para el grupo i , μ_i representa los efectos fijos; los coeficientes de las variables dependientes rezagadas, λ_{ij} , son escalares y δ_{ij} son ($k \times 1$) vectores de coeficientes. T debe ser lo suficientemente grande como para poder estimar un modelo para cada grupo por separado. Es conveniente trabajar con la siguiente reparametrización de (1):

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta'_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*'} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$i=1,2,\dots,N$ y $t=1,2,\dots,T$ donde $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$ y $\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$,

$$\lambda_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im} \quad j=1,2,\dots,p-1$$

y

$$\delta_{ij}^{*'} = - \sum_{m=j+1}^q \delta_{im} \quad j=1,2,\dots,q-1$$

A su vez la ecuación (2) puede reescribirse como:

$$\Delta y_{it} = \theta_i (y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \delta_{ij}^{*'} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Los posibles métodos de estimación serían: estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios imponiendo y evaluando restricciones por país sobre β . Sin embargo, tal procedimiento sería ineficiente dado que ignoraría la covarianza contemporánea entre los residuos. Un estimador natural sería entonces el que proviene del trabajo de Zellner (1962), el llamado SURE (*seemingly unrelated regression equation*), cuya principal atracción es que permite estimaciones no restringidas de las covarianzas contemporáneas de los residuos. Pero este estimador es factible solamente cuando N es razonablemente pequeño respecto de T . Otra dificultad surge al considerar que la literatura sobre SURE propone estimaciones con restricciones lineales cruzadas de las ecuaciones, mientras que en el presente caso la restricción de coeficientes de largo plazo comunes supone restricciones no lineales para las diferentes ecuacio-

nes. Asimismo, para T grande, Pesaran y Smith (1995) muestran que los procedimientos tradicionales para la estimación con datos apilados como efectos fijos, variables instrumentales y método generalizado de momentos pueden producir, en un modelo de datos de panel dinámico, estimadores inconsistentes de los valores promedio de los parámetros a menos que los coeficientes fuesen idénticos. Pero varios tests para esta clase de paneles han indicado que los coeficientes de corto plazo difieren considerablemente entre los grupos. Para esta clase de paneles, Pesaran, Shin y Smith (1999) proponen el estimador de PMG, un estimador basado en el método de Máxima Verosimilitud.

El estimador MG provee estimaciones consistentes de la media de los coeficientes de largo plazo, pero estos estimadores son ineficientes si existe homogeneidad en las pendientes. Si los coeficientes de largo plazo son iguales para todos los países, el estimador PMG es consistente y eficiente mientras que el MG sólo será consistente. Sin embargo, si las restricciones de largo plazo no son compatibles con los datos, el PMG será inconsistente. Pesaran, Shin y Smith recomiendan probar estadísticamente la existencia de homogeneidad a través de un test de Hausman, que compara las estimaciones por MG y PMG bajo la hipótesis nula de ausencia de diferencia entre ambos estimadores. La imposición de restricciones inválidas de homogeneidad en modelos dinámicos genera estimadores con sesgo decreciente de la velocidad de ajuste, según muestran Pesaran y Smith (1995). Al mismo tiempo el estimador MG es más sensible a valores extremos y es consistente solamente para T y N grandes.⁷

En este trabajo se aplicarán las metodologías de EFD, MG y PMG para la estimación de las relaciones individuales entre la Inversión Empresarial (IE), la Productividad Factorial Total (PFT) y el crecimiento del PIB con el CAE en una muestra no balanceada de 15 países de la OCDE para el período 1970-2003.

⁷ Otro punto a tener en cuenta con el estimador de PMG es que no requiere que las variables sean estacionarias o bien tengan el mismo orden de integración. No obstante ello, las series con las que estamos trabajando son ratios o tasas de crecimiento, las cuales son habitualmente estacionarias.

III.2. Resultados empíricos

Queda dicho que nuestro objetivo es brindar evidencia empírica sobre el rol del autofinanciamiento sobre tres variables macroeconómicas: la productividad factorial total (PFT), la tasa de inversión bruta de las empresas sobre PBI (IE) y la tasa de crecimiento real del PBI. Sobre la base conceptual de la Sección I, presentaremos a continuación los resultados esperados y los efectivamente obtenidos.

El crecimiento de la productividad factorial total se define como el crecimiento económico no explicado por cambios en el empleo ni en el stock de capital, y es por tanto la mejor (aunque imperfecta) medida agregada de eficiencia en el uso de los recursos. El efecto del autofinanciamiento sobre la productividad será positivo si contribuye a atenuar los conflictos de interés entre accionistas, acreedores y gerentes, pero será negativo si induce un proceso de sobreinversión por parte de empresarios con baja aversión al riesgo y que subestiman el costo de oportunidad de tales fondos. La tasa de inversión, por su parte, puede aumentar con el autofinanciamiento en la medida que éste reduce el costo de fondeo, el riesgo de quiebra (aunque transfiriéndolo al propio empresario) y el incentivo a la subinversión, pero, por el otro lado, deprimirá la inversión si el autofinanciamiento refleja una restricción de financiamiento por parte de terceros. Dado que la inversión también depende positivamente de la productividad, el autofinanciamiento actuará también a través de esta vía, mencionada al comienzo de este párrafo. Finalmente, en razón de que el crecimiento económico responde tanto a cambios en la productividad como en el nivel de inversión, el efecto sobre el crecimiento estará condicionado al observado sobre estas dos últimas variables.

Nuestro principal interés son los efectos de largo plazo. Adelantando los resultados que se vuelcan seguidamente, hallamos que el CAE ejerce en el largo plazo un efecto positivo y significativo sobre la productividad, la inversión y el crecimiento. Con relación a la productividad factorial total (PFT), encontramos, de acuerdo a la Tabla 5, un efecto positivo y altamente significativo con el estimador PMG, que resulta ser el preferido por sus propiedades de consistencia y eficiencia en base al test de Hausman que se reporta al pie de la tabla. Allí puede constatarse que por cada punto porcentual de aumento en el CAE, la tasa de crecimiento de la productividad sube en 1,9 puntos porcentuales. La dirección y mag-

nitud del efecto no se altera si se elimina de la muestra a Alemania, la principal observación extrema conforme a la distribución de los coeficientes según el estimador MG de largo plazo (ver Tablas A.1, A.2 y A.3 del Anexo).

Tabla 5

Resultados de la estimación de PFT y CAE	Efectos Fijos Dinámicos	Pooled Mean Group	Mean Group
Coefficiente de largo plazo	1,8484 (4,4054)***	1,895 (4,225)***	0,593 (0,294)
Coefficiente de corrección del error	-0,9074 (-13,6896)***	-0,891 (-14,680)***	-0,905 (-12,352)***
Coefficientes de corto plazo			
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv})$	-0,2063 (-0,2887)	-0,6226 (-0,582)	-1,097 (-0,995)
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv}(-1))$	2,377 (4,8331)***	1,193 (1,687)*	1,437 (1,552)
Prueba de Hausman (p-value en paréntesis)		0,44 (0,51)	

Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%. En el caso de Efectos Fijos Dinámicos se toman errores estándares robustos.

En cuanto a la tasa de inversión empresarial (IE), el efecto del CAE es positivo pero no significativo para la muestra completa (ver Tabla A.4 del Anexo), pero pasa a serlo si se eliminan Noruega y Dinamarca como se observa en la Tabla 6. Estas dos observaciones se consideran extremas siguiendo el criterio de aquellos países que caen en la cola de la distribución (13% más bajo) de las estimaciones de los coeficientes de largo plazo siguiendo la metodología MG (ver Tabla A.5 del Anexo). En este último caso, el coeficiente estimado PMG (nuevamente favorecido por el test de Hausman) sugiere que un incremento de un punto porcentual en CAE genera un aumento en la tasa de inversión empresarial de 2,14 (para el detalle por país, ver Tabla A.6 del Anexo).

Finalmente, en línea con los resultados anteriores, constatamos en la Tabla 7 un efecto fuertemente positivo y significativo sobre el crecimiento del PBI, que persiste y se acentúa después de la eliminación de los Países Bajos, que se encuentran en la cola superior de la distribución (ver Tabla 8). El test de Hausman determina en ambos casos la validez de la igualdad de los coeficientes de largo plazo entre países comparan-

do las estimaciones de Pooled Mean Group y Mean Group. Conforme a los resultados, un incremento de un punto porcentual en el CAE genera un aumento de 0,0364 puntos porcentuales en el crecimiento del PBI para la muestra completa y de 0,0344 puntos porcentuales tras la eliminación de los Países Bajos.

Tabla 6

Resultados de la estimación de IE y CAE sin Noruega y Dinamarca	Efectos Fijos Dinámicos	Pooled Mean Group	Mean Group
Coefficiente de largo plazo	-1,3540 (-1,5816)	2,144 (2,1804)**	1,782 (1,507)
Coefficiente de corrección del error	-0,3847 (-7,8129)***	-0,3190 (-8,039)***	-0,378 (-8,980)***
Coefficientes de corto plazo			
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv})$	-5,1385 (-11,2044)***	-5,959 (-7,134)***	-5,913 (-7,341)***
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv}(-1))$	0,6891 (1,3896)	-0,077 (-0,1290)	-0,272 (-0,433)
Prueba de Hausman (p-value en paréntesis)		0,30 (0,58)	

79

Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%. En el caso de Efectos Fijos Dinámicos se toman errores estándares robustos.

Tabla 7

Resultados de la estimación de Crecimiento del PBI y CAE	Efectos Fijos Dinámicos	Pooled Mean Group	Mean Group
Coefficiente de largo plazo	2,3985 (3,2613)***	3,645 (5,004)***	4,454 (3,885)***
Coefficiente de corrección del error	-0,6195 (-6,7518)***	-0,726 (-7,149)***	-0,784 (-8,126)***
Coefficientes de corto plazo			
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv})$	-3,9414 (-3,6062)***	-4,922 (-5,285)***	-5,526 (-5,257)***
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv}(-1))$	3,3149 (2,4699)**	0,278 (0,175)	-0,418 (-0,264)
Prueba de Hausman (p-value en paréntesis)		0,83 (0,36)	

Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%. En el caso de Efectos Fijos Dinámicos se toman errores estándares robustos.

Tabla 8

Resultados de la estimación de Crecimiento del PBI y CAE sin Holanda	Efectos Fijos Dinámicos	Pooled Mean Group	Mean Group
Coefficiente de largo plazo	2,2463 (3,0013)***	3,437 (4,704)***	3,954 (3,568)***
Coefficiente de corrección del error	-0,6314 (-6,5093)***	-0,742 (-6,894)***	-0,811 (-8,175)***
Coefficientes de corto plazo			
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv})$	-3,9138 (-3,4036)***	-4,766 (-4,778)***	-5,406 (-4,819)***
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv}(-1))$	3,9321 (3,2754)***	0,747 (0,455)	-0,063 (-0,038)
Prueba de Hausman (p-value en paréntesis)		0,38 (0,54)	

Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%. En el caso de Efectos Fijos Dinámicos se toman errores estándares robustos.

80

Como puede observarse en la Tabla A.1 del Anexo, los efectos de corto plazo tienen en algunos casos signos contrarios al efecto (común) de largo plazo, mientras que en otros resulta no significativo. Esta observación no cuestiona la validez económica ni estadística de nuestros resultados. Por ejemplo, en el caso de la inversión, conviven un coeficiente positivo de largo plazo con efectos típicamente negativos en el corto plazo. Una explicación económica posible es que, en el corto plazo, la dependencia del autofinanciamiento impide la realización de proyectos que demandan recursos adicionales, vale decir, reflejarían una restricción financiera. No obstante, los beneficios de prescindir de tales recursos (particularmente, deuda) sobrecompensan esta deficiencia en el largo plazo, promoviendo un mayor nivel de inversión.

La robustez econométrica de estos resultados depende naturalmente de la consistencia y eficiencia del estimador PMG, propiedades éstas que reposan a su vez en dos condiciones, a saber, que los residuos de las regresiones no estén serialmente correlacionados y que la variable explicativa pueda ser tratada como exógena. A fin de satisfacer estas condiciones la literatura empírica que emplea el estimador PMG (por ejemplo, Ranciere y Loayza (2002) y Calderón, Loayza y Servén (2003)) incorpora rezagos de la variable explicada y de las explicativas, siguiendo la estrategia de incorporar rezagos para evitar problemas con la especi-

ficación dinámica (ver Hendry y Mizon (1978)). En nuestro caso, se ha incorporado un rezago a cada variable dependiente y dos rezagos al CAE. No incluimos rezagos adicionales en razón de que algunas de las series de tiempo son relativamente cortas y por tanto los grados de libertad son limitados.⁸ Esta restricción también explica en parte nuestra elección de un modelo univariado. En principio, este enfoque es congruente con nuestro interés de analizar el efecto individual del autofinanciamiento y no el de construir un modelo más completo para explicar el comportamiento de la inversión, la productividad y el crecimiento. De cualquier manera, la omisión de variables explicativas podría provocar sesgo e inconsistencia en las estimaciones.⁹ Con el fin de descartar que el CAE esté captando el efecto de variables omitidas, y dada la ausencia de pruebas formales de este tipo en el contexto de los estimadores PMG, procedimos a correr regresiones de serie de tiempo para cada país incorporando, además del CAE, otras variables potencialmente correlacionadas con las variables dependientes evaluadas en este estudio, a saber: el saldo de cuenta corriente sobre PBI, el crédito doméstico al sector privado como porcentaje del PBI, el PBI per cápita, la tasa de inflación y la tasa de interés nominal de préstamos. A partir de estas regresiones (no reportadas pero disponibles a requerimiento del lector interesado), se concluyó que el efecto estadístico del CAE no está condicionado por la presencia o no de otras variables explicativas, brindando así respaldo a las estimaciones antes presentadas.

En la misma línea de corroborar la inexistencia de variables omitidas, se introdujeron efectos fijos por país y factores comunes a todos los países. En el primer caso, se estimó un intercepto individual para cada país en las regresiones de corto plazo, mientras que en el segundo caso se controló por factores internacionales comunes redefiniendo las variables como desvíos respecto a la media de corte transversal de cada año (lo cual resulta equivalente a incluir variables *dummy* para cada año, pero con la ventaja de preservar grados de libertad).

⁸ De todas maneras, un análisis de co-integración por sistemas siguiendo la metodología de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) para cada país ha permitido determinar que un rezago para cada variable es suficiente para garantizar que los residuos se comporten como un ruido blanco.

⁹ Cabe sin embargo aclarar que diversas contribuciones empíricas basadas en técnicas de serie de tiempo o de panel se concentran en relaciones bivariadas (ver, por ejemplo, Asteriou y Price (2000), Pelgrin y Schich (2004) y Madsen (2005)).

La existencia de una relación de largo plazo requiere que el término de corrección al equilibrio sea negativo, de forma tal de asegurar la estabilidad dinámica del modelo. En las Tablas 5, 6, 7 y 8 de esta sección y en las Tablas A.2 a A.6 del Anexo se puede observar que este coeficiente es efectivamente negativo y significativo para el estimador PMG, el cual, como se mencionara con anterioridad, aparece en todos los casos como el más eficiente frente a sus competidores (MG y EFD) de acuerdo al test de Hausman.

IV. Conclusiones y reflexiones para el caso argentino

El presente estudio ha discutido las ventajas y desventajas del autofinanciamiento empresarial desde la perspectiva de las finanzas empresarias para luego explorar sus consecuencias macroeconómicas. Específicamente, hemos calculado un Coeficiente de Autofinanciamiento Empresarial (CAE) para un conjunto de 15 países de la OCDE en el período 1970-2003. A través de técnicas recientes de datos de panel, hemos estudiado el efecto de largo plazo de esta variable sobre la inversión empresarial, la productividad factorial total y el crecimiento del producto. Nuestros resultados claramente sugieren una relación de largo plazo positiva y significativa. Esta conclusión es provocativa a la luz del amplio consenso sobre los beneficios del desarrollo financiero. Sin embargo, la contradicción es sólo aparente. El sistema financiero tiene una contribución positiva sobre el crecimiento porque hace un uso más eficiente del ahorro que las familias (aunque no necesariamente de las empresas), porque ejerce un rol disciplinador sobre los deudores y porque permite disminuir el riesgo de iliquidez de las firmas. Para el cumplimiento de estas funciones, no obstante, no es preciso que los bancos financien una alta proporción de los activos empresarios. Por el contrario, es probable que el autofinanciamiento empresarial sea no solamente menos costoso sino que genere incentivos más conducentes a la selección de proyectos de mayor productividad y riesgo moderado. Estas ventajas se potencian con el control de los bancos y la posibilidad de acceder a crédito para superar problemas temporarios de liquidez.

Este hallazgo reviste relevancia para el caso argentino por al menos dos motivos: por un lado, los objetivos y el comportamiento de una empresa privada deberían ser similares en cualquier economía de mercado; por el

otro, el elevado grado de autofinanciamiento evidenciado en los datos para la OCDE también se verifica en Argentina. Si bien no existen estadísticas oficiales comparables, en la siguiente tabla hemos computado el porcentaje de la inversión privada financiado con crédito bancario a las empresas en el período 1994-2004:¹⁰

Tabla 9/ Inversión privada y financiamiento bancario en Argentina, 1994-2004 - En millones de pesos corrientes

Año	Inversión Bruta Privada (1)	Cambio en el crédito a empresas (2)	Financiamiento bancario (3) = [(2)/(1)]*100
1994	46.755,8	205,1	0,4
1995	42.373,6	83,3	0,2
1996	46.079,7	1.632,0	3,5
1997	52.310,1	5.387,0	10,3
1998	55.002,0	2.654,6	4,8
1999	46.528,2	-1.522,0	-3,3
2000	43.058,0	-2.369,5	-5,5
2001	35.328,8	-8.177,0	-23,1
2002	35.192,4	37,7	0,1
2003	52.433,0	-5.779,2	-11,0
2004	78.058,0	3.717,0	4,8
Promedio			-1,7

Fuente: Ministerio de Economía

Teniendo presente que el financiamiento a través del mercado de capitales, así como el crédito comercial y el informal, no tienen un peso considerable, se infiere que la principal fuente de recursos de las empresas son los fondos propios, tal como se observara en la muestra analizada en el trabajo. De hecho, el crédito tuvo, en promedio, una contribución neta negativa de -1,7% de la inversión (con un máximo de 10,3% en 1997 y un mínimo de -23,1% en 2001), lo cual implica una cancelación neta de crédito a las empresas. Merece destacarse que, más allá de estos valores bajos e incluso negativos, el país alcanzó durante ese lapso tasas de crecimiento apreciables en 1994-1998 y en 2003-2004. Esta evidencia puntual reafirma la posición de que la ausencia total o parcial de crédito no necesariamente impide el crecimiento económico.

¹⁰ La inversión privada incluye el gasto en construcción residencial, que no forma parte de la inversión empresarial. Desafortunadamente, no es posible segregar la inversión residencial a partir de los datos disponibles.

Esta afirmación no es incongruente con la necesidad de vigorizar el crédito bancario en el largo plazo. En especial, la ampliación de la base de deudores del sistema bancario debería tener una influencia positiva sobre el desempeño empresarial y, en definitiva, sobre la productividad y el crecimiento en el largo plazo.

Referencias

- **Asteriou D. y S. Price (2000)**, «Uncertainty, investment and economic growth: evidence from a dynamic panel», mimeo.
- **Baker M., R. Ruback y J. Wurgler (2004)**, «Behavioral Corporate Finance: A Survey», Handbook in Corporate Finance: Empirical Corporate Finance, en preparación.
- **Bebczuk R. (2004)**, «Real Effects of Financial Crises», mimeo, trabajo de apoyo para *Unlocking Credit*, Banco Interamericano de Desarrollo.
- **Bebczuk R. (2003)**, *Asymmetric Information in Financial Markets*, Cambridge University Press, Reino Unido.
- **Calderón C., N. Loayza y L. Servén (2003)**, «Do Capital Flows Respond to Risk and Return?», mimeo.
- **Davis P. (2003)**, «Institutional Investors, Financial Market Efficiency and Financial Stability», The Pensions Institute Discussion Paper N° 303, London.
- **De Gregorio J. y P. Guidotti (1995)**, «Financial Development and Economic Growth», World Development, Vol. 23, N° 3, 433-448.
- **Demirguc-Kunt A. y V. Maksimovic (1998)**, «Law, Finance, and Firm Growth», Journal of Finance, Vol. 53, 2107-2137.
- **Galindo A. y F. Schiantarelli (2003)**, *Credit Constraints in Latin America*, BID.
- **Hendry D.F. y G. Mizon (1978)**, «Serial Correlation as a Convenient Simplification, Not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England», The Economic Journal, Vol. 88, 351, 549-563.
- **Hubbard G. (1998)**, «Investment and Capital-Market Imperfections», Journal of Economic Literature.
- **Jensen M. (1986)**, «Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers», American Economic Review, Vol.76, 323-329.

- **Johansen S. (1992a)**, «Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis», *Journal of Econometrics*, Vol. 52, 389-402.
- **Johansen S. (1992b)**, «Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in U.K. Money Demand», *Journal of Policy Modelling*, Vol. 14, 313-334.
- **Johansen S. y K. Juselius (1990)**, «Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, N°2, 169-210.
- **Johansen S. (1988)**, «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, N° 2-3, 231-254.
- **Juselius K. (1994)**, «Domestic and Foreign Effects on Price in an Open Economy: The case of Denmark» in Ericsson N. and Irons J. eds. *Testing Exogeneity*, Oxford University Press.
- **Levine R. (2004)**, «Finance and Growth: Theory and Evidence», NBER Working Papers, N° 10766, September.
- **Levine (2002)**, «Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which is Better?», *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 11, 398-428.
- **Loayza N. y R. Ranciere (2002)**, «Financial Development, Financial Fragility, and Growth», mimeo, World Bank.
- **Madsen J. (2005)**, «Technology Spillover through Trade and TFP Convergence: 120 Years of Evidence for the OECD Countries,» EPRU Working Paper Series 05-01, University of Copenhagen.
- **Manove M., J. Padilla y M. Pagano (2001)**, «Collateral versus project screening: a model of lazy banks», *RAND Journal of Economics*, Vol. 32, N° 4, 726-744.
- **McKinnon R. (1973)**, *Money and Capital in Economic Development*, Washington, Brookings Institution.

- **Myers S. and N. Majluf (1984)**, «Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors Do Not Have», *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, (1984), 187-221.
- **Myers S. (1977)**, «Determinants of Corporate Borrowing», *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, 147-175.
- **McKinnon R. (1973)**, *Money and Capital in Economic Development*, Brookings Institution, Washington, DC.
- **Pesaran M., Y. Shin y R. Smith (1999)**, «Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels», *Journal of the American Statistical Association*, June 1999, Vol. 94, 446, 621-634.
- **Pesaran M. y R. Smith (1995)**, «Estimating Long-Run Relationships From Dynamic Heterogeneous Panels», *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- **Pelgrin F. y S. Schich (2004)**, «National Saving-Investment Dynamics and International Capital Mobility», Bank of Canada Working Paper 2004-14.
- **Rajan R. y L. Zingales (1998)**, «Financial Dependence and Growth», *American Economic Review*, Vol. 88, 559-586.
- **Rioja F. y N. Valev (2005)**, «Financial Structure and the Sources of Growth: Comparing Latin America, East Asia and OECD», Andrew Young School of Policy Studies, Department of Economics, Georgia State University.
- **Soto M. (2003)**, «Taxing International Capital Flows», *Journal of Development Economics*.
- **Stulz R. (2000)**, «Does financial structure matter for economic growth? A corporate finance perspective», World Bank Conference on Financial Structure.
- **Weill L. (2004)**, «Leverage and Corporate Performance: A Frontier Efficiency Analysis», mimeo, Université Robert Schuman, Strasbourg.
- **Zellner A. (1962)**, «An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test for Aggregation Bias», *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.

Anexo A

Tabla A.1/ Resultados individuales de estimaciones de PFT y CAE por PMG y MG

País	Estimaciones Pooled Mean Group ¹			Mean Group Estimates			
	Coefficiente de Corr. del Error	Δ (corpsav /corpinv)	Δ (corpsav/ corpinv(-1))	Corpsav/Corpinv Largo plazo	Coefficiente de Corr. del Error	Δ (corpsav/ corpinv)	Δ (corpsav/ corpinv(-1))
Bélgica	-1,1525 (-4,5234)***	2,3021 (0,4544)	-0,4206 (-0,0887)	3,1602 (0,828)	-1,1408 (-3,7551)***	1,7954 (0,2903)	-1,2981 (-0,2100)
Reino Unido	-0,7749 (-3,2539)***	2,2680 (1,5041)	1,1389 (0,7750)	2,9312 (1,1799)	-0,838 (-2,5103)**	1,8717 (0,8872)	0,6169 (0,2736)
Suiza	-1,0343 (-9,2169)***	-1,9287 (-1,3185)	-2,6635 (-1,7186)	3,2915 (1,0083)	-1,0714 (-6,1079)***	-2,7065 (-0,9900)	-3,3427 (-1,2568)
Italia	-0,9424 (-4,6124)***	4,1578 (1,3647)	5,4926 (1,851)*	-0,2405 (-0,186)	-1,0153 (-4,6313)***	4,686 (1,4531)	6,7189 (2,0265)*
Japón	-1,0941 (-4,1440)***	-8,5300 (-2,0114)*	-3,6450 (-0,9652)	1,6495 (1,0634)	-1,1016 (-3,6171)***	-8,2556 (-1,6342)	-3,3971 (-0,7543)
Noruega	-0,564 (-2,9492)***	6,1177 (2,3652)**	0,8497 (0,3445)	5,5102 (1,9369)*	-0,6478 (-2,8113)***	3,789 (0,9824)	-0,2148 (-0,0725)
Estados Unidos	-0,9822 (-6,4127)***	-2,0408 (-1,3459)	3,8519 (2,6014)***	5,9569 (2,6655)***	-1,0777 (-6,4345)***	-5,5683 (-2,1783)**	1,2133 (0,5642)
Holanda	-1,0869 (-4,7212)***	-6,864 (-2,2402)**	-0,0382 (-0,0131)	5,5102 (1,9369)*	-1,1448 (-4,496)***	-8,9605 (-2,4093)**	-2,4212 (-0,6568)
España	-0,445 (-2,3503)**	4,1942 (2,3797)**	-1,1683 (-0,6088)	-0,5836 (-0,1047)	-0,4035 (-1,7522)*	4,3421 (2,1449)**	-0,5755 (-0,2327)
Finlandia	-1,0059 (-6,6705)***	-0,8316 (-0,6005)	3,2894 (2,4571)**	2,3358 (2,9373)***	-1,0347 (-6,035)***	-1,0448 (-0,6710)	3,0056 (1,9603)*
Alemania	-0,6155 (-1,6723)	-5,2828 (-1,9968)*	-0,108 (-0,0282)	-26,4699 (-0,3603)	-0,2634 (-0,4916)	-3,5073 (-0,9895)	8,8019 (1,0022)
Australia	-1,2523 (-7,2724)***	-1,9806 (-0,7441)	3,6276 (1,4513)	2,0502 (1,263)	-1,2532 (-6,6792)***	-2,0941 (-0,6731)	3,5064 (1,1774)
Dinamarca	-0,944 (-4,6781)***	0,407 (0,1835)	4,7736 (2,1631)**	2,4901 (1,0627)	-0,9567 (-4,0250)***	0,0659 (0,0229)	4,543 (1,6848)
Francia	-0,7226 (-3,7005)***	-2,3808 (-0,9200)	-0,4296 (-0,1611)	-0,9366 (-0,6191)	-0,9056 (-3,9007)***	-2,2406 (-0,8231)	0,7275 (0,2521)
Canadá	-0,7425 (-4,9177)***	0,9085 (0,5109)	3,2385 (1,8247)*	1,1565 (0,6403)	-0,7257 (-4,3138)***	1,3685 (0,6230)	3,6727 (1,6957)

¹La relación de largo plazo de PMG tiene un coeficiente para corpsav/corpinv de 1,895, con un test t de significatividad de 4,2251. Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%.

Anexo A (continuación)

Tabla A.2

Resultados de la estimación de PFT y CAE sin Alemania	Efectos Fijos Dinámicos	Pooled Mean Group	Mean Group
Coefficiente de largo plazo	1,8673 (3,8051)***	1,938 (4,322)***	2,526 (4,056)***
Coefficiente de corrección del error	-0,9131 (-17,1042)***	-0,911 (-14,763)***	-0,951 (-15,487)***
Coefficientes de corto plazo			
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv})$	-0,1197 (-0,1766)	-0,3150 (-0,286)	-0,925 (-0,791)
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv}(-1))$	2,4708 (3,7259)***	1,263 (1,677)*	0,911 (1,113)
Prueba de Hausman (p-value en paréntesis)		1,85 (0,17)	

Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%. En el caso de Efectos Fijos Dinámicos se toman errores estándares robustos.

Tabla A.3

Resultados de la estimación de IE y CAE	Efectos Fijos Dinámicos	Pooled Mean Group	Mean Group
Coefficiente de largo plazo	-1,7564 (-2,7464)***	0,983 (1,164)	0,163 (0,101)
Coefficiente de corrección del error	-0,3611 (-8,3316)***	-0,332 (-8,454)***	-0,394 (-9,834)***
Coefficientes de corto plazo			
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv})$	-5,5874 (-9,9619)***	-6,368 (-7,477)***	-6,031 (-8,438)***
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv}(-1))$	0,7304 (1,2985)	-0,122 (-0,2380)	-0,297 (-0,548)
Prueba de Hausman (p-value en paréntesis)		0,35 (0,55)	

Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%. En el caso de Efectos Fijos Dinámicos se toman errores estándares robustos.

Anexo A (continuación)

Tabla A.4

Rdos. de la estimación de PFT y CAE controlando por factores comunes	Efectos Fijos Dinámicos	Pooled Mean Group	Mean Group
Coeficiente de largo plazo	2,1059 (4,9716)***	1,768 (3,434)***	0,674 (0,549)
Coeficiente de corrección del error	-0,9108 (-11,9775)***	-0,844 (-11,500)***	-0,879 (-10,590)***
Coeficientes de corto plazo			
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv})$	-0,1864 (-0,2874)	-0,270 (-0,292)	-0,141 (-0,135)
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv}(-1))$	2,0027 (3,8298)***	1,190 (1,764)*	1,409 (1,991)*
Prueba de Hausman (p-value en paréntesis)		0,97 (0,33)	

Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%. En el caso de Efectos Fijos Dinámicos se toman errores estándares robustos.

Tabla A.5

Resultados de la estimación de IE y CAE controlando por factores comunes	Efectos Fijos Dinámicos	Pooled Mean Group	Mean Group
Coeficiente de largo plazo	0,0532 (-0,0477)	0,946 (1,100)	-0,164 (-0,071)
Coeficiente de corrección del error	-0,3552 (-5,7797)***	-0,423 (-5,834)***	-0,484 (-6,092)***
Coeficientes de corto plazo			
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv})$	-3,5386 (-4,1691)***	-3,092 (-2,704)***	-2,961 (-2,277)*
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv}(-1))$	-0,2275 (-0,3968)	-0,130 (-0,272)	-0,028 (-0,037)
Prueba de Hausman (p-value en paréntesis)		0,26 (0,61)	

Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%. En el caso de Efectos Fijos Dinámicos se toman errores estándares robustos.

Anexo A (continuación)

Tabla A.6

Rdos. de la est. de Crecimiento del PIB y CAE controlando por factores comunes	Efectos Fijos Dinámicos	Pooled Mean Group	Mean Group
Coeficiente de largo plazo	2,9648 (3,3599)***	2,669 (4,313)***	3,228 (2,544)***
Coeficiente de corrección del error	-0,6172 (-7,6559)***	-0,725 (-11,553)***	-0,771 (-10,568)***
Coeficientes de corto plazo			
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv})$	-2,6348 (-2,7852)***	-3,392 (-2,572)***	-3,503 (-2,469)***
$\Delta(\text{corpsav}/\text{corpinv}(-1))$	2,1477 (2,5650)***	0,279 (0,283)	0,100 (0,098)
Prueba de Hausman (p-value en paréntesis)		0,25 (0,61)	

Estadístico t entre paréntesis. ***Indica significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%. En el caso de Efectos Fijos Dinámicos se toman errores estándares robustos.