

Ensayos Económicos

Riesgo por Tasa de Interés Real en el Sistema Bancario: un Modelo de Medición

Verónica Balzarotti

La Administración del Riesgo de Liquidez en las Entidades Financieras: Mejores Prácticas Internacionales y Experiencias

Miguel Delfiner, Claudia Lippi, Cristina Pailhé

La Paradoja de Feldstein-Horioka: una Nueva Visión a Nivel de Sectores Institucionales

Ricardo Bebczuk, Klaus Schmidt-Hebbel

Política Cambiaria y Monetaria después del Colapso de la Convertibilidad

Roberto Frenkel, Martín Rapetti

46

Enero de 2007

ie | BCRA



Investigaciones Económicas
Banco Central
de la República Argentina

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: enero 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, enero 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.

La Paradoja de Feldstein-Horioka: una Nueva Visión a Nivel de Sectores Institucionales*

Ricardo Bebczuk

Banco Central de la República Argentina

Klaus Schmidt-Hebbel

Banco Central de Chile

Resumen

Empleando una muestra no balanceada de países de la OCDE para el período 1970-2003, nuestro trabajo contribuye a la literatura empírica sobre la paradoja de Feldstein-Horioka a través de tres innovaciones principales: primero, estimamos, por primera vez, regresiones entre inversión y ahorro a nivel de los sectores institucionales (familias, empresas y gobierno), además de los usuales ejercicios con datos nacionales; segundo, analizamos en detalle las implicancias de diferenciar los períodos de déficit y de superávit de cuenta corriente; por último, utilizamos técnicas modernas de datos de panel para atender el problema de endogeneidad y para distinguir efectos de corto y largo plazo. Después de descartar la influencia de factores comunes, las conclusiones fueron las siguientes: (i) El coeficiente nacional de Feldstein-Horioka se ubica en torno a 0,5, pero los coeficientes sectoriales son mucho más bajos e incluso no significativamente distintos de cero; (ii) Tal coeficiente positivo a nivel nacional no reflejaría fricciones en los mercados de crédito internacionales sino más

* Agradecemos la excelente asistencia de investigación de Federico Grillo, Javier Ibarlucía y Federico Traverso. Lorena Garegnani brindó un invaluable apoyo econométrico. Luciano Di Gresia colaboró en temas de programación. También agradecemos los agudos comentarios de Verónica Balzarotti, José Fanelli, Luis Lanteri y George McCandless. Los errores remanentes son de nuestra entera responsabilidad. Las opiniones contenidas en este trabajo corresponden a los autores y no representan una visión oficial del Banco Central de la República Argentina. Email: ricardo.bebczuk@bcra.gov.ar.

bien una política fiscal de objetivo de cuenta corriente; (iii) Sin embargo, cuando se discrimina entre años de déficit y de superávit de cuenta corriente, surge una elevada y significativa correlación a nivel nacional, de las familias y de las empresas para los períodos de déficit, sugiriendo que las imperfecciones crediticias todavía juegan un papel para el sector privado (pero no para el sector público). También es destacable que la correlación a nivel de las familias se mantiene positiva, aunque baja, para los períodos de superávit; y (iv) Contra la expectativa de un coeficiente unitario en el largo plazo para satisfacer la restricción presupuestaria intertemporal, encontramos una relación de largo plazo de 0,75 a nivel nacional, 0,6 a nivel de las empresas y un efecto marginal o no significativo a nivel de las familias y el gobierno. Finalmente, contrastamos esta nueva evidencia para países desarrollados con los casos de Argentina y Chile en las últimas décadas, extrayendo lecciones relevantes de cara a la política fiscal y de apertura financiera externa.

104 Palabras claves: movilidad internacional de capitales, sectores institucionales, restricciones financieras.

JEL: F21, F36, G15.

Introducción

El ya clásico trabajo de Martin Feldstein y Charles Horioka (1980) desató un intenso debate que aún cautiva a los investigadores en finanzas internacionales. En su forma más simple, la prueba de Feldstein-Horioka (de aquí en más, FH) consiste en una regresión –de corte transversal, en series de tiempo o en datos de panel– de la tasa de inversión nacional sobre la tasa de ahorro nacional. Si llamamos β al coeficiente estimado, $\beta=1$ presumiblemente indicaría autarquía financiera respecto al resto del mundo (la usual equivalencia entre el ahorro y la inversión nacional en una economía cerrada) y $\beta=0$ implicaría movilidad plena de capitales. El hallazgo de FH de una alta correlación entre inversión y ahorro ha probado ser un robusto hecho estilizado para economías industriales y en desarrollo. Nuestro principal objetivo es llamar la atención, por primera vez, sobre la desagregación del ahorro y la inversión por sector institucional (familias, empresas y gobierno) bajo la convicción de que la misma debería enriquecer nuestra comprensión de este famoso y polémico resultado de la literatura económica. A tal fin, trabajaremos con una muestra no balanceada de países de la OCDE cubriendo el período 1970-2003. La elección de esta base de datos estuvo motivada, en primer lugar, por la ausencia de información institucional, al menos en series anuales largas, en la mayoría de los países, incluida la Argentina. En segundo lugar, en vista de su alto grado de desarrollo económico, institucional y financiero, la correlación entre inversión y ahorro aparece como más enigmática y desafiante como objeto de estudio. De cualquier manera, una vez extraídas las conclusiones del caso, nuestro interés se centrará en contrastar la experiencia de la OCDE con la de Argentina y Chile, usando en estos últimos casos cifras de ahorro e inversión del sector público y privado.

En definitiva, FH constituye una potente prueba de existencia de restricciones financieras. En mercados financieros perfectos (libres de costos de intermediación, información asimétrica y otras fricciones), un país debería ser indiferente entre financiar su inversión con ahorro doméstico o externo. Por el contrario, la evidencia de que la inversión doméstica sigue los movimientos del ahorro doméstico supone que la movilidad de capitales no es perfecta. Por lo tanto, un coeficiente β positivo y significativamente distinto de 0 apoya la ausencia de movilidad perfecta de capitales. Este enfoque representa una mera extensión de la prueba diseñada para estudios a nivel de empresas por Fazzari, Hubbard y Petersen (1988),

quienes corren regresiones de inversión contra flujos de caja propios, sosteniendo que un coeficiente positivo, después de controlar por oportunidades de inversión, es una indicación de restricciones financieras.^{1,2}

La crítica más importante que ha recibido la prueba de FH es que una alta correlación entre inversión y ahorro puede explicarse no solamente a partir de problemas de integración financiera sino también a través de otras causas de origen económico y estadístico.³ Para facilitar la exposición, clasificamos estos argumentos en las siguientes categorías:

a. *Endogeneidad*. Si la tasa de ahorro está positivamente correlacionada con el término de error, el coeficiente β estará sesgado hacia arriba, más allá del verdadero grado de restricción financiera (ver por ejemplo Payne (2005), y Loayza y otros (2000) y Servén (2002) sobre los determinantes empíricos del ahorro y la inversión, respectivamente). Un caso frecuentemente mencionado es la existencia de factores comunes que afectan a la inversión y al ahorro. Como ilustración, una tasa más alta de crecimiento del PBI probablemente aumente, de acuerdo a la teoría macroeconómica estándar, el ahorro y la inversión corrientes. De forma similar, si el gobierno fija metas de resultado de la cuenta corriente, es posible que se impongan medidas para mantener una alta correlación entre el ahorro y la inversión mediante cambios en la tasa de interés o en las cuentas fiscales.

¹ Hubbard (1998) revisa extensivamente esta literatura y cita varias fuentes de desacuerdo acerca de la validez de la prueba, algunas de ellas en la misma línea que aquellas referentes a FH. De cualquier manera, su procedimiento ha resistido tales críticas y continúa siendo ampliamente usado en los estudios financieros.

² En su gran mayoría, los análisis de restricciones financieras, así como los de FH, no toman en cuenta los *stocks* de riqueza financiera sino sólo los flujos. Esta omisión puede llevar a conclusiones distorsionadas en la medida que una baja correlación entre inversión y ahorro puede deberse tanto a la ausencia de restricciones financieras en el mercado de crédito como al uso de activos financieros previamente adquiridos. A pesar de esta aclaración, no avanzaremos sobre este punto en el presente trabajo.

³ Es oportuno mencionar que también se ha cuestionado la precisión del *test* como medida de movilidad de capitales. Por ejemplo, como se discute en Sachsida y Caetano (2000), un país con un déficit de cuenta corriente constante en, digamos, el 10% del PBI, al tiempo que la inversión y el ahorro se mueven conjuntamente en una u otra dirección, tendría un coeficiente β igual a 1, aunque su grado de movilidad de capitales sería en general calificado como alto. Se nos pueden ocurrir otros casos igualmente extraños: el mismo país con su déficit externo constante del 10%, pero con la inversión y el ahorro fijos en 30% y 20% respectivamente, generaría un coeficiente β igual a 0. Más aún, algunos estudios empíricos toman la proporción del cambio en la inversión financiado con recursos externos como una medida de movilidad de capitales (ver Sachs (1981) y Glick y Rogoff (1995)), pero esta medida es difícil de reconciliar con el coeficiente de FH.

b. *Restricción presupuestaria intertemporal.* Para respetar esta restricción, el ahorro y la inversión deberían ser iguales en el largo plazo, aunque no necesariamente en el corto plazo.

Nuestro trabajo hace una contribución original a la literatura sobre FH al explorar la dimensión sectorial del problema en un grupo de países de la OCDE. La profusa literatura sobre el tema ha pasado por alto hasta el momento las implicancias de considerar separadamente el ahorro e inversión de las familias, las empresas y el gobierno.⁴ La relevancia práctica de este enfoque reside en que los países son, en realidad, entidades abstractas. Quienes mantienen (o no) relaciones financieras entre sí y con el resto del mundo son justamente las familias, las empresas y los gobiernos. Así, a la hora de extraer recomendaciones sólidas de política, es preciso contar con un claro entendimiento del comportamiento e interacción sectorial. Por ejemplo, desde una perspectiva de crecimiento económico de largo plazo, las restricciones financieras que pesen sobre el sector empresario resultan más perniciosas que las que eventualmente sufran las familias o el gobierno. A su vez, especialmente en las economías en desarrollo, la estabilidad financiera puede verse apuntalada por un sector público financieramente restringido que ponga freno a posibles desbordes fiscales. Igualmente importante, la comparación entre el coeficiente β nacional y los coeficientes β sectoriales da pie a una interesante prueba de la intensidad de las restricciones financieras internacionales en comparación con las restricciones financieras intranacionales.

Más allá del valor agregado generado por el uso de una base de datos, el estudio avanza en otros frentes, en especial en el de sopesar la relevancia efectiva de las objeciones técnicas, planteadas más arriba, sobre la validez del análisis a la FH. Para ello, emplearemos distintas técnicas econométricas de datos en panel, controlaremos por factores comunes a la inversión y el ahorro y distinguiremos efectos de corto y largo plazo.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la Sección I, describimos la base de datos de países de la OCDE y destacamos algunos hechos estil-

⁴ Los únicos dos estudios, al menos para nuestro conocimiento, que hacen la distinción entre el sector público y el privado alcanzan resultados contradictorios. Argimón y Roldán (1994) examinan la relación causal entre la brecha ahorro-inversión del gobierno y del sector privado en países europeos en 1960-1988 sin hallar ninguna conexión. Por el contrario, Iwamoto y van Wincoop (2000) reportan correlaciones negativas de más del 80% en países de la OCDE en el período 1975-1990.

zados. En la Sección II, presentamos las regresiones básicas a nivel nacional y sectorial. A continuación, en la Sección III, ensayamos una explicación de política fiscal para interpretar nuestros resultados, que inspeccionamos en mayor detalle en la Sección IV, separando déficits y superávits de cuenta corriente. La distinción entre efectos de corto y largo plazo nos ocupa en la Sección V. Las lecciones del estudio y la comparación con las experiencias de Argentina y Chile en las últimas décadas son comentadas en la Sección VI. Algunas conclusiones generales cierran el trabajo.

I. Hechos estilizados

Antes de entrar en la econometría, señalaremos algunos patrones en las series que resultarán útiles para racionalizar los resultados posteriores. Las Tablas 1 a 8 reportan promedios y desvíos estándar de las tasas brutas de ahorro, inversión y cuenta corriente sobre PBI a nivel nacional y sectorial para cada país en la muestra. Sobresalen los siguientes fenómenos:

(i) A pesar de tratarse de un grupo relativamente homogéneo de países, se registran pronunciadas diferencias en las tasas de inversión y ahorro, tanto a nivel nacional como sectorial. Por ejemplo, la tasa de ahorro nacional fluctúa entre 15,7% en Reino Unido y 31,2% en Suiza y 32,6% en Corea. La dispersión entre países es mayor en las tasas de ahorro que en las de inversión;

(ii) Como se enfatiza en Bebczuk y Schmidt-Hebbel (2006), el sector empresarial genera en promedio más ahorro que cualquier otro sector en la economía, aunque en 6 de los 16 países son las familias las que lideran las estadísticas de ahorro. Por el lado de la inversión, las empresas contribuyen con el 57,9% del total, si bien las familias y el gobierno son responsables de fracciones significativas (28,7% y 13,4%). Estas tendencias desafían la afirmación usual de los libros de texto según la cual las familias ahorran y las empresas invierten;

(iii) La cuenta corriente llega en promedio al 0,6% del PBI, aunque como antes se observa una importante variación entre países. El rango va desde -4,4% en Australia a 7,6% en Suiza. Estas cifras indican que el ahorro externo financia una porción marginal de la inversión doméstica (2,4% en promedio y un máximo de 17,5% en Australia);

**Tabla 1/ Inversión y ahorro nacional
bruto sobre PBI: Medias por país**

País	S	I	S-I
Bélgica	23,7	20,1	3,7
Reino Unido	15,7	17,9	-2,1
Suiza	31,2	23,6	7,6
Italia	21,2	21,4	-0,2
Japón	31,0	29,0	2,0
Noruega	28,3	24,6	3,7
EE.UU.	17,2	19,2	-2,0
Países Bajos	25,0	21,4	3,6
España	21,0	22,5	-1,5
Finlandia	24,1	23,8	0,2
Alemania	20,7	21,0	-0,3
Australia	20,8	25,1	-4,4
Dinamarca	19,3	19,8	-0,5
Francia	20,2	20,5	-0,3
Canadá	20,5	21,7	-1,1
Corea	32,6	32,1	0,5
<i>Promedio</i>	<i>23,3</i>	<i>22,7</i>	<i>0,6</i>
<i>Desv. Est.</i>	<i>5,1</i>	<i>3,7</i>	<i>2,9</i>

**Tabla 2/ Inversión y ahorro bruto de las
familias sobre PBI: Medias por país**

País	S	I	S-I
Bélgica	11,7	5,7	6,0
Reino Unido	5,3	4,3	1,0
Suiza	11,2	5,9	5,3
Italia	19,3	7,9	11,5
Japón	13,2	6,8	6,3
Noruega	5,3	5,9	-0,7
EE.UU.	8,5	7,2	1,4
Países Bajos	10,7	6,0	4,7
España	7,9	5,5	2,4
Finlandia	5,9	7,1	-1,1
Alemania	11,1	7,5	3,6
Australia	11,6	9,8	1,8
Dinamarca	3,8	4,4	-0,6
Francia	9,8	6,7	3,1
Canadá	10,4	6,4	4,0
Corea	13,1	6,8	6,3
<i>Promedio</i>	<i>9,9</i>	<i>6,5</i>	<i>3,4</i>
<i>Desv. Est.</i>	<i>3,8</i>	<i>1,3</i>	<i>3,3</i>

**Tabla 3/ Inversión y ahorro bruto de las
empresas sobre PBI: Medias por país**

País	S	I	S-I
Bélgica	14,1	12,4	1,8
Reino Unido	10,3	11,7	-1,4
Suiza	17,4	14,6	2,8
Italia	6,1	10,7	-4,5
Japón	14,3	16,8	-2,5
Noruega	14,2	15,3	-1,1
EE.UU.	9,2	9,6	-0,4
Países Bajos	10,7	12,1	-1,4
España	12,2	13,5	-1,3
Finlandia	12,1	13,4	-1,3
Alemania	9,3	11,4	-2,1
Australia	8,3	12,3	-4,0
Dinamarca	14,6	13,5	1,1
Francia	9,1	10,7	-1,6
Canadá	10,3	12,2	-2,0
Corea	11,9	20,5	-8,6
<i>Promedio</i>	<i>11,5</i>	<i>13,2</i>	<i>-1,6</i>
<i>Desv. Est.</i>	<i>2,9</i>	<i>2,7</i>	<i>2,6</i>

**Tabla 4/ Inversión y ahorro bruto del
gobierno sobre PBI: Medias por país**

País	S	I	S-I
Bélgica	-2,1	2,0	-4,1
Reino Unido	0,1	1,9	-1,8
Suiza	2,6	3,1	-0,5
Italia	-4,2	2,9	-7,1
Japón	3,5	5,4	-1,9
Noruega	8,8	3,4	5,4
EE.UU.	-0,5	2,5	-3,0
Países Bajos	3,6	3,2	0,4
España	0,9	3,5	-2,6
Finlandia	6,1	3,4	2,6
Alemania	0,3	2,1	-1,8
Australia	0,9	3,1	-2,2
Dinamarca	0,9	1,9	-1,0
Francia	1,2	3,1	-1,9
Canadá	-0,1	3,0	-3,1
Corea	7,6	4,8	2,8
<i>Promedio</i>	<i>1,9</i>	<i>3,1</i>	<i>-1,2</i>
<i>Desv. Est.</i>	<i>3,4</i>	<i>1,0</i>	<i>3,0</i>

Cobertura: Bélgica, 1985-2003; Reino Unido, 1987-2003; Suiza, 1990-2002; Italia, 1980-2003; Japón, 1980-2002; Noruega, 1978-2003; EE.UU., 1970-2003; Países Bajos, 1980-2003; España, 1981-2003; Finlandia, 1975-2003; Alemania, 1991-2003; Australia, 1970-2003; Dinamarca, 1981-2003; Francia, 1978-2003; Canadá, 1970-2003; Corea, 1975-2003. Fuente: OCDE (www.sourceoecd.org).

**Tabla 5/ Inversión y ahorro nacional
bruto sobre PBI:**

Desvío estándar por país

País	S	I	S-I
Bélgica	2,4	1,4	1,8
Reino Unido	1,2	1,8	1,3
Suiza	1,9	2,6	2,7
Italia	1,7	2,5	1,6
Japón	2,4	2,4	1,0
Noruega	3,4	3,9	5,7
EE.UU.	2,1	1,5	1,3
Países Bajos	1,7	1,3	1,5
España	1,6	2,0	1,7
Finlandia	3,5	5,0	4,3
Alemania	1,0	2,1	1,3
Australia	3,0	2,5	1,7
Dinamarca	2,5	1,8	2,5
Francia	1,8	1,9	1,7
Canadá	2,7	2,3	2,0
Corea	5,1	4,0	4,7
<i>Promedio</i>	<i>2,4</i>	<i>2,4</i>	<i>2,3</i>

**Tabla 6/ Inversión y ahorro bruto de
las familias sobre PBI:**

Desvío estándar por país

País	S	I	S-I
Bélgica	1,6	0,7	1,7
Reino Unido	1,7	0,6	2,2
Suiza	0,7	0,7	1,1
Italia	5,7	1,2	4,8
Japón	2,2	1,1	1,4
Noruega	1,5	1,9	2,7
EE.UU.	2,3	0,9	2,2
Países Bajos	1,5	0,7	2,1
España	0,9	0,7	1,3
Finlandia	1,6	2,0	2,4
Alemania	0,5	0,6	0,9
Australia	3,8	1,4	3,3
Dinamarca	2,0	0,8	2,4
Francia	1,4	1,3	1,5
Canadá	3,3	0,8	3,1
Corea	4,0	2,0	3,2
<i>Promedio</i>	<i>2,2</i>	<i>1,1</i>	<i>2,3</i>

110

**Tabla 7/ Inversión y ahorro bruto de
las empresas sobre PBI:**

Desvío estándar por país

País	S	I	S-I
Bélgica	1,5	1,1	1,2
Reino Unido	1,7	1,4	2,4
Suiza	1,5	1,7	2,0
Italia	1,7	1,0	2,4
Japón	2,0	1,7	3,2
Noruega	1,0	2,3	2,0
EE.UU.	0,8	1,0	1,1
Países Bajos	1,5	1,2	1,5
España	1,3	1,3	1,9
Finlandia	3,3	2,9	4,9
Alemania	0,8	1,3	1,4
Australia	1,8	1,4	2,4
Dinamarca	2,0	1,5	2,4
Francia	1,7	1,0	2,0
Canadá	2,0	1,5	2,5
Corea	1,9	2,7	3,3
<i>Promedio</i>	<i>1,7</i>	<i>1,6</i>	<i>2,3</i>

**Tabla 8/ Inversión y ahorro bruto del
gobierno sobre PBI:**

Desvío estándar por país

País	S	I	S-I
Bélgica	3,4	0,4	3,6
Reino Unido	2,6	0,5	2,9
Suiza	1,4	0,4	1,5
Italia	3,4	0,5	3,9
Japón	2,7	0,6	2,8
Noruega	3,8	0,5	4,1
EE.UU.	2,0	0,2	1,9
Países Bajos	3,6	0,3	3,7
España	1,9	0,6	2,0
Finlandia	4,2	0,4	4,1
Alemania	0,9	0,5	0,7
Australia	2,1	0,7	2,2
Dinamarca	2,8	0,3	3,0
Francia	1,8	0,3	1,8
Canadá	3,3	0,5	3,3
Corea	2,2	0,7	1,8
<i>Promedio</i>	<i>2,6</i>	<i>0,5</i>	<i>2,7</i>

Cobertura: Bélgica, 1985-2003; Reino Unido, 1987-2003; Suiza, 1990-2002; Italia, 1980-2003; Japón, 1980-2002; Noruega, 1978-2003; EE.UU., 1970-2003; Países Bajos, 1980-2003; España, 1981-2003; Finlandia, 1975-2003; Alemania, 1991-2003; Australia, 1970-2003; Dinamarca, 1981-2003; Francia, 1978-2003; Canadá, 1970-2003; Corea, 1975-2003. Fuente: OCDE (www.sourceoecd.org).

(iv) Las cuentas corrientes difieren notoriamente entre sectores. Las familias tienen un superávit promedio de 3,4% del PBI (con sólo 3 países deficitarios), mientras que las empresas y el gobierno muestran déficits del 1,6% y 1,2% respectivamente;

(v) La teoría macroeconómica elemental invita a pensar que la cuenta corriente debería actuar como un amortiguador frente a perturbaciones y por lo tanto debería ser más volátil que el ahorro y la inversión. Llamativamente, encontramos que la cuenta corriente es tan volátil como la tasa de ahorro, y que esta última es al menos tan volátil como la tasa de inversión, a pesar de que no se trata de un fenómeno generalizado en todos los países (ver Fanelli (2005a, 2005b) para una discusión detallada sobre volatilidad en variables macroeconómicas).⁵

II. Resultados econométricos básicos

Comenzamos por correr las regresiones de FH con las tasas nacionales y sectoriales de inversión y ahorro y haciendo uso de tres técnicas tradicionales de datos de panel: mínimos cuadrados ordinarios apilados, efectos aleatorios y efectos fijos. Los resultados presentados en la Tabla 9 apuntan hacia un coeficiente nacional de entre 0,43 y 0,60, ubicado en el rango de los estudios previos.⁶ Dado que la novedad de nuestro estudio reside en los coeficientes sectoriales, hallamos en la misma tabla que éstos son consistentemente más bajos que el coeficiente nacional. El coeficiente del sector familias es siempre significativo al 1% y varía entre 0,15 y 0,17, en tanto el de las empresas no aparece como significativamente positivo, excepto en la especificación de mínimos cuadrados ordinarios. Sin embargo, mediante un *test* de Chow se concluye que este método es inconsistente cuando se lo compara con Efectos Fijos, lo cual implica que se rechaza la restricción de homogeneidad del intercepto; ante ello, se omitirá en adelante este método.⁷ En consecuencia, estamos en condiciones

⁵ Podría argumentarse que, de acuerdo a la literatura sobre el velo corporativo, debería prestarse atención al ahorro e inversión agregados del sector privado. No obstante, los resultados no se alteran cualitativamente cuando se utiliza este nivel de agregación.

⁶ Por ejemplo, Boyreau y Wei (2004) obtienen de la muestra completa y balanceada de países de la OCDE coeficientes de 0,71 en 1960-1977 y 0,46 en 1978-2001.

⁷ Los *tests* de Hausman no fueron concluyentes con relación a la elección entre los modelos de efectos fijos y aleatorios, pero la semejanza entre ambos coeficientes en las distintas regresiones sugiere que éste no representa un dilema serio para la validez de los resultados.

de aseverar que el coeficiente del sector familias es alrededor de un tercio del coeficiente nacional y que la correlación entre inversión y ahorro desaparece a nivel de empresas y gobierno.

Tabla 9/ Regresiones básicas de Feldstein-Horioka a nivel nacional y sectorial

	Nacional	Familias	Empresas	Gobierno
MCO apilados	0,600 (16,45)***	0,173 (9,29)***	0,385 (10,40)***	0,089 (7,84)***
Efectos aleatorios	0,496 (11,88)***	0,150 (6,87)***	-0,028 (-0,60)	-0,008 (-0,92)
Efectos fijos	0,479 (10,62)***	0,146 (6,40)***	-0,059 (-1,21)	-0,011 (-1,33)

Estadístico t entre paréntesis. ***significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%.

Como se mencionara en la introducción, en ocasiones se postula que las correlaciones del tipo FH se explican por la existencia de factores comunes al ahorro y la inversión y no por un bajo grado de movilidad de capitales. Para poner a prueba los resultados anteriores se seguirán dos procedimientos. El primero se sustenta en Iwamoto y van Wincoop (2000), quienes construyen una prueba condicional de FH consistente en usar como variables para la estimación los residuos no explicados de sendas regresiones de las tasas de inversión y ahorro contra la tasa de crecimiento y otros factores comunes. Los autores concluyen que el coeficiente de FH se torna no significativo. Aunque el procedimiento es ingenioso, es discutible si la no significatividad es atribuible a la eliminación del sesgo de endogeneidad o a un mero caso de multicolinealidad. Las restricciones financieras no son directamente observables, y no existe un método infalible para determinar si el coeficiente no está sesgado como consecuencia de la correlación entre estas restricciones y algunos factores comunes. Por ejemplo, un *shock* temporario de productividad tiende a aumentar tanto el ahorro como la inversión. En respuesta a ello, estamos tentados a incluir como variable de control la tasa de crecimiento del PBI. Sin embargo, la literatura establece que la alta sensibilidad del ahorro y la inversión a la tasa de crecimiento puede también explicarse a partir de miopía o de restricciones financieras. Si este último es el caso, el residuo no explicado no capturará completamente el componente de restricción financiera que se intentaba aislar en primera instancia, reduciendo la significatividad del nuevo coeficiente β . De todos modos, si el coeficiente estimado no cambia tras la

inclusión de nuevos controles en ambos lados de la ecuación, podremos tener mayor confianza en las estimaciones ya realizadas.

Tras sustraer de cada observación la media de toda la muestra para el año correspondiente –lo cual equivale a introducir variables binarias temporales pero preservando grados de libertad– a fin de eliminar factores sistémicos internacionales, controlamos tanto el ahorro como la inversión por la tasa de crecimiento del PBI, la tasa de inflación y el PBI per cápita, empleando los residuos de ambas regresiones para computar los coeficientes β que se vuelcan en la Tabla 10, de donde se infiere que los resultados se mantienen en gran medida, salvo por la significatividad del coeficiente del gobierno, que, de todas maneras, alcanza un valor inferior a 0,05.

Tabla 10/ Prueba condicional de FH

	Nacional	Familias	Empresas	Gobierno
Efectos aleatorios	0,482 (13,27)***	0,126 (5,41)***	0,055 (1,13)	0,049 (4,80)***
Efectos fijos	0,462 (11,49)***	0,118 (4,77)***	0,010 (0,21)	0,046 (4,50)***

Estadístico t entre paréntesis. ***significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%.

Otra prueba de robustez consiste en emplear instrumentos internos (reza-gos de la o las variables explicativas), aplicando, tanto en la versión tradi-cional como la condicional, el método generalizado de momentos en sis-temas (MGM-Sistema) para enfrentar la potencial endogeneidad de la tasa de ahorro (ver el Anexo para una descripción de esta técnica).⁸ Nueva-mente, no se advierten cambios destacables en los coeficientes:⁹

⁸ En todas las estimaciones de MGM usamos desde el segundo al sexto rezago como instrumentos. Los resultados fueron en general (aunque no siempre) robustos a cambios en la estructura de reza-gos. Las pruebas usuales de Sargan y de autocorrelación de primer y segundo orden llevaron a rechazar cualquier problema de especificación.

⁹ En realidad, la irrelevancia de los factores comunes no debería resultar del todo sorprendente. Habida cuenta de que los estudios previos encuentran que el coeficiente de FH ha caído en forma notoria a lo largo de las últimas décadas, la explicación basada en factores comunes debería pre-sentar alguna teoría que justifique por qué la influencia de terceras variables varía con el tiempo.

Tabla 11/ Regresiones de FH con MGM-Sistema

	Nacional	Familias	Empresas	Gobierno
Coefficiente de FH no condicional	0,543 (4,02)***	0,136 (1,00)	0,210 (0,92)	-0,054 (-1,48)
Coefficiente de FH condicional	0,433 (3,25)***	0,163 (2,18)**	-0,241 (-2,08)**	-0,067 (-2,39)**

Estadístico t entre paréntesis. ***significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%.

Después de descartar la presencia de correlaciones espurias, estamos preparados para concentrarnos en un nuevo enigma dentro del enigma de FH, una vez que el marcado contraste entre el coeficiente nacional y los coeficientes sectoriales reclama alguna interpretación.

III. La política fiscal y la paradoja de Feldstein-Horioka

114

¿Es razonable esperar que el coeficiente nacional sea más alto que los coeficientes sectoriales? En vista de que la interacción entre el sector privado y el sector público es clave para encarar esta pregunta, haremos a continuación algo de álgebra elemental para comprender nuestros hallazgos anteriores. La ecuación de FH toma la forma $i = \beta s$, donde i y s son las tasas de inversión y ahorro, respectivamente, y β es el coeficiente de FH. Dado que la inversión nacional puede expresarse como $i = i_p + i_g$, esto es, la suma de la inversión pública y privada, y que existen ecuaciones sectoriales de FH de la forma $i_p = \beta_p s_p$ y $i_g = \beta_g s_g$, el coeficiente de FH a nivel nacional puede escribirse como $\beta = \beta_p (s_p / s) + \beta_g (s_g / s)$, vale decir, un promedio ponderado de los coeficientes sectoriales, donde los ponderadores son las proporciones del ahorro sectorial en el ahorro nacional. Esta simple fórmula brinda una respuesta intuitiva a nuestra pregunta inicial: un país no puede estar más restringido financieramente que los sectores que lo componen.

En lo que sigue, proponemos una explicación de corte fiscal para la coexistencia de un alto coeficiente nacional y bajos coeficientes sectoriales. Supóngase que el gobierno tiene un objetivo cuantitativo para la cuenta corriente nacional, para lo cual genera un superávit (déficit) fiscal cada vez que el sector privado genera un déficit (superávit) de acuerdo a la regla $s_g - i_g = a(s_p - i_p)$, donde $a \leq 0$; cuando $a = -1$, el objetivo es una cuenta corriente perfectamente balanceada. Redefiniendo la ecuación de

FH como $s - i = (1 - \beta)s$ e insertando la regla fiscal y la ecuación de FH del sector privado $i_p = \beta_p s_p$, β es igual a $\beta = 1 - [(1+a)(1-\beta_p)s_p/s]$. Nótese que, para cualquier dado valor de β_p , cuanto más bajo a , más alto β . A modo de ejemplo extremo, si $a = -1$, entonces $\beta = 1$ aun cuando $\beta_p = 0$; en este caso, sin importar cual sea el desequilibrio del sector privado, el sector público lo compensa completamente para alcanzar el equilibrio agregado de la cuenta corriente, que supone una correlación perfecta entre inversión y ahorro.

En orden a evaluar cómo se ajusta esta historia a los hechos, hemos corrido una regresión de la cuenta corriente del sector público contra las cuentas corrientes del sector familias y del sector empresas. Resulta evidente de la Tabla 12 que existe una fuerte relación negativa en ambos casos –más acentuada para las familias que para las empresas– que sustenta la hipótesis de que el alto coeficiente nacional nace de un objetivo fiscal de cuenta corriente antes que de una situación de baja movilidad de capitales.

Tabla 12/ Respuesta fiscal a los desequilibrios en la cuenta corriente del sector privado

Variable dependiente: cuenta corriente del gobierno	Cuenta corriente de las empresas	Cuenta corriente de las familias
Efectos aleatorios	-0,362 (-8,33)***	-0,712 (-16,76)***
Efectos fijos	-0,362 (-8,17)***	-0,717 (-16,48)***
MGM-Sistema	-0,532 (-4,12)***	-0,833 (-4,31)***

Estadístico t entre paréntesis. ***significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%.

Podría criticarse el ejercicio anterior bajo la premisa de que la relación debe necesariamente ser negativa bajo ausencia de movilidad de capitales, una vez que la suma de las cuentas corrientes sectoriales sería nula, pero este no parece ser el caso en la muestra bajo análisis; más aún, en economías financieramente cerradas, el R cuadrado de la regresión debería ser 1, mientras que aquí ronda apenas 0,4. Adicionalmente, cuando se contemplan separadamente las familias y las empresas, el signo no está restringido a ser negativo en ambos casos, ni siquiera bajo inmovilidad plena de capitales. Otra posible objeción es que la relación podría ir en sentido inverso, del ahorro público al privado, invocando la equivalen-

cia ricardiana. Mediante un análisis simple de regresión, hemos concluido que el ahorro público es más sensible a la inversión que al ahorro del sector privado, por lo que la equivalencia ricardiana no es la causa excluyente de nuestros resultados.¹⁰ Esta conducta fiscal se refleja en la alta volatilidad de la cuenta corriente y el ahorro del sector público identificados en la Sección I, acompañados por la relativa estabilidad de su tasa de inversión. Además de ello, en la última fila de la Tabla 12, hemos confirmado la ausencia de simultaneidad entre las cuentas corrientes del sector público y privado haciendo uso del estimador MGM-Sistema, sin percibir ningún cambio sustantivo en los resultados.

Adicionalmente, hemos investigado si el gobierno reacciona simétricamente a los déficits y superávits de los otros sectores. En principio, deberíamos esperar una respuesta más contundente a los déficits, ya que éstos, en un mundo con mercados de capitales imperfectos, tienen mayor probabilidad de amenazar la estabilidad sistémica que los superávits. Los resultados, que se reportan en la Tabla 13, contradicen esta hipótesis al mostrar que la reacción es considerablemente mayor para superávits que para déficits. Podemos conjeturar una explicación de economía política: los déficits privados tienen que ser compensados con superávits públicos, y los gobiernos enfrentan frecuentemente restricciones políticas y sociales para reducir gastos y elevar impuestos (por otra parte, las crisis financieras no representan una preocupación tan central en economías maduras como en las emergentes). Por el contrario, los superávits privados fácilmente permiten practicar políticas fiscales expansivas (más gasto y menos impuestos). Puede notarse que el alto coeficiente para las familias parece explicarse por la alta sensibilidad a los superávits (por encima de 0,8), ya que la reacción a los déficits es similar para ambos subsectores privados (alrededor de 0,35 bajo efectos fijos y aleatorios, y no significativo bajo MGM-Sistema).

¹⁰ A su vez, hemos corroborado que la inversión pública no responde fuertemente a los desequilibrios del sector privado. Estas conclusiones se basan en las siguientes regresiones: (a) Ahorro del gobierno = $-4,3 - 0,44 \cdot \text{Ahorro privado} + 0,79 \cdot \text{Inversión privada}$, y (b) Inversión del gobierno = $-0,79 - 0,06 \cdot \text{Ahorro privado} + 0,14 \cdot \text{Inversión privada}$. Todos los coeficientes fueron altamente significativos. De aquí surge que: (i) el objetivo de cuenta corriente se plantea mayormente a partir de cambios en el ahorro y no en la inversión pública, y (ii) el ahorro del gobierno es más sensible a la inversión que al ahorro privado.

Tabla 13/ Respuesta fiscal a los déficits y superávits de cuenta corriente del sector privado

	Cuenta corriente Empresas (Déficit)	Cuenta corriente Empresas (Superávit)	Cuenta corriente Familias (Déficit)	Cuenta corriente Familias (Superávit)
Efectos aleatorios	-0,352 (-5,79)***	-0,482 (-4,05)***	-0,388 (-3,15)***	-0,794 (-14,99)***
Efectos fijos	-0,342 (-5,55)***	-0,511 (-4,24)***	-0,378 (-3,06)***	-0,804 (-14,85)***
MGN-Sistema	-0,292 (-1,27)	-0,995 (-4,51)***	-0,487 (-1,26)	-0,95 (-4,73)***

Estadístico t entre paréntesis. ***significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%.

Otra duda apremiante es si los sectores institucionales no parecen estar financieramente restringidos porque pueden recurrir fácilmente a los mercados de capitales internacionales (alta movilidad *internacional* de capitales) o porque se financian entre sí a través de los mercados de capitales domésticos (alta movilidad *intranacional* de capitales). Al no contar con información sobre flujos financieros intersectoriales, estamos forzados a conjeturar. Con respecto a las familias y las empresas, el hecho de que las primeras sean típicamente superavitarias y las segundas deficitarias sugiere que el correcto funcionamiento del mercado de capitales doméstico está detrás de los bajos coeficientes estimados de β_h y β_c .¹¹ Tenemos sin embargo menos confianza en que ellos tengan alguna relación con los flujos de financiamiento desde el sector público, el cual, a pesar de su política de control de los desequilibrios externos, exhibe normalmente cuentas deficitarias.¹²

En resumen, nos inclinamos a pensar, sobre la base de la evidencia relevada a través de las distintas regresiones de FH, que los países de la OCDE no padecen restricciones financieras internacionales (una vez que demostramos que el coeficiente nacional positivo es causado por el objetivo de cuenta corriente del gobierno) ni a nivel doméstico (según lo ates-

¹¹ Podría darse el caso de que las familias canalicen sus excedentes hacia mercados extranjeros, pero el fuerte (aunque declinante) sesgo financiero doméstico documentado en numerosos estudios (ver Lewis (1999)) llevan a descartar esta posibilidad.

¹² Por otra parte, a diferencia de las familias y las empresas, los superávits fiscales no se transforman necesariamente en fondos prestables a través del sistema financiero local, puesto que ellos son en general utilizados para incrementar el *stock* de activos externos netos oficiales.

tiguan los bajos y en general no significativos coeficientes sectoriales).¹³ De todas maneras, como mostraremos a continuación, aun esta conclusión se presta a más controversia.

IV. Déficits, superávits y la paradoja de Feldstein-Horioka

La noción básica en FH es que la inversión y el ahorro se mueven en sintonía porque el país (o el sector) no puede invertir por encima de los recursos propios de que dispone. Ello abre la posibilidad de correlaciones asimétricas según se observe déficit o superávit de cuenta corriente. Deberíamos esperar que, bajo movilidad imperfecta de capitales, la inversión no se desvíe demasiado del ahorro cuando la cuenta corriente es deficitaria, pero no hay razón para hacer la misma predicción si se verifica un superávit, ya que en tal caso el ahorro puede ser tanto mayor que la inversión como se desee.¹⁴ Para corroborar esta hipótesis, creamos dos variables binarias con frecuencia anual, con valor 1 si se observa un déficit (superávit) de cuenta corriente y 0 en caso contrario, las cuales hicimos interactuar con la tasa de ahorro. A partir de estas dos nuevas variables explicativas (que llamaremos Deficit y Superávit), esperamos un coeficiente positivo y más alto para la primera. La Tabla 14 muestra los resultados obtenidos, los cuales confirman nuestra hipótesis: las correlaciones de FH son generalmente más elevadas en los años de déficit que en los de superávit (aunque el coeficiente de Déficit no es significativo para las familias cuando se emplea MGM-Sistema). Como en las secciones anteriores, encontramos valores más altos a nivel nacional que a nivel sectorial y, por otra parte, los coeficientes continúan siendo no significativos para el sector gubernamental.

Este ejercicio da pie al interrogante sobre el mayor valor y significatividad de los coeficientes en comparación con los resultados anteriores, y no sólo para la variable Déficit sino también para la variable Superávit. Para la primera, el coeficiente trepa a alrededor de 0,5 para las familias y a 0,3

¹³ La alta movilidad de capitales a nivel doméstico es consistente con los coeficientes nulos o negativos encontrados en estudios de FH con datos provinciales (ver Hericourt y Maurel (2005)).

¹⁴ Por supuesto, esta afirmación descansa sobre el supuesto de que no existen controles de capitales que limiten la inversión financiera para las unidades superavitarias, tal cual ha sido la situación predominante a partir de los 1970s, cuando comienza la muestra (con anterioridad prevalecieron los controles a los movimientos internacionales de capitales).

para las empresas (recordemos que en la regresión básica el coeficiente de las familias era 0,15 y el de las empresas no era significativo). A su vez, para la variable Superávit, llega a 0,2 para las familias y se mantiene como no significativo para las empresas (excepto para la estimación por efectos aleatorios). Estos coeficientes inducen a revisar parcialmente nuestras conclusiones previas y a establecer tres nuevas: (1) La recuperada significatividad del coeficiente de FH para los años de déficit implica que, en definitiva, las restricciones financieras son relevantes para los sectores familiar y empresarial cada vez que la inversión excede al ahorro. Aun cuando los coeficientes estimados se ubican en el límite inferior dentro de la literatura empírica, no son en absoluto despreciables. Asimismo, el mayor coeficiente de las familias en comparación con las empresas también luce a priori razonable, en virtud de que la familia promedio debería estar más restringida financieramente debido a diferencias de tamaño, antigüedad y disponibilidad de garantías, todo lo cual impacta sobre los costos de intermediación y el grado de asimetría informativa entre deudores y acreedores. Claramente, estas fricciones son particularmente agudas en los mercados internacionales, donde la incertidumbre cambiaría, la evaluación de los deudores y las barreras legales e institucionales dificultan aún más los vínculos crediticios. De hecho, las familias raramente acceden a líneas de crédito en otros países.

Tabla 14/ Coeficientes de FH para años de déficit y de superávit

	Efectos aleatorios	Efectos fijos	MGM Sistema
Nacional (Déficit)	0,742 (22,92)***	0,695 (19,89)***	0,766 (9,75)***
Nacional (Superávit)	0,558 (18,72)***	0,513 (15,59)***	0,539 (7,85)***
Familias (Déficit)	0,536 (11,32)***	0,524 (10,90)***	0,456 (1,27)
Familias (Superávit)	0,221 (10,37)***	0,216 (9,69)***	0,192 (2,60)**
Empresas (Déficit)	0,301 (5,93)***	0,249 (4,82)***	0,344 (2,32)**
Empreas (Superávit)	0,101 (2,35)**	0,057 (1,28)	0,072 (0,77)
Gobierno (Déficit)	-0,004 (-0,27)	-0,007 (-0,52)	-0,040 (-1,18)
Gobierno (Superávit)	-0,010 (-0,97)	-0,014 (1,30)	-0,066 (-6,2)***

Estadístico t entre paréntesis. ***significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%.

El segundo –y todavía más intrincado– hecho es el coeficiente significativo para los superávits de las familias, en abierta contradicción con la predicción teórica acerca de la separación entre las decisiones de ahorro e inversión en ausencia de restricciones financieras. Aunque, como se comentara antes, el coeficiente de correlación es más bien bajo, es altamente significativo y robusto, por lo que amerita un breve análisis. El candidato obvio para explicar el fenómeno es, una vez más, la influencia de factores comunes que pesan sobre el ahorro y la inversión, pero podemos rápidamente echar por tierra este argumento en base a los resultados de la Sección II. De todas formas, hemos repetido aquel procedimiento, corriendo sendas regresiones, en forma separada para las observaciones con déficit y con superávit, de la inversión y el ahorro contra la tasa de crecimiento del PBI, la tasa de inflación y el PBI per cápita, para luego computar, con los residuos de las ecuaciones de inversión y ahorro, los coeficientes de FH para las observaciones de déficit, por un lado, y de superávit, por el otro. Si el coeficiente de FH para las observaciones con superávit hubiese caído considerablemente, tendríamos algún respaldo para atribuir a los factores comunes la correlación positiva, pero los resultados (no reportados por razones de espacio) fueron similares a los obtenidos previamente. Una plausible lectura alternativa es que, al decidir simultáneamente sus niveles de ahorro e inversión, cada sector estaría intentando no incurrir en superávits excesivos. Bajo esta perspectiva, los agentes económicos fijarían una tasa óptima de acumulación de riqueza basada, entre otros factores, en el stock actual de riqueza, la volatilidad esperada en el ingreso y el grado de aversión al riesgo. Alcanzado ese nivel óptimo, los agentes preferirían incrementar el consumo antes que su riqueza, poniendo coto a los superávits de cuenta corriente y estrechando la correlación entre inversión y ahorro.

Finalmente, observamos que, a causa de la separación de déficits y superávits, las correlaciones de FH a nivel nacional aumentan con relación a las presentadas en la Sección II. Pero la alta correlación en los momentos de déficit (alrededor de 0,75) con respecto a los de superávit (alrededor de 0,55) es inconsistente con la visión fiscal esbozada en la Sección III. Nuestra aseveración en aquella oportunidad fue que esperaríamos un coeficiente más alto cuanto mayor sea la correlación negativa entre las cuentas corrientes pública y privada. Al haber encontrado coeficientes de compensación fiscal más altos para los superávits que para los déficits privados, esperaríamos ahora un coeficiente mayor en el primer

caso.¹⁵ Sin embargo, debemos recordar que ahora, a diferencia del caso básico, algunos coeficientes sectoriales son positivos y significativos. Como ello ocurre con mayor fuerza en los períodos de déficit, el coeficiente nacional de FH naturalmente sube, contrabalanceando parcialmente el efecto fiscal antes descrito.

V. La restricción presupuestaria intertemporal y la paradoja de Feldstein-Horioka

Probablemente la explicación más popular para la fuerte correlación entre ahorro e inversión sea el cumplimiento de la restricción presupuestaria en el largo plazo, que fuerza a compensar los déficits (superávits) de cuenta corriente con superávits (déficits) futuros. Examinaremos esta hipótesis mediante la estimación de las relaciones entre inversión y ahorro en el corto y en el largo plazo, recurriendo a la técnica *Pooled Mean Group* (PMG), adoptando una estructura dinámica ARDL (1,1).¹⁶ Esta metodología es atractiva porque permite distinguir los efectos de corto y largo plazo en datos de panel y probar la homogeneidad o no de los coeficientes de largo plazo entre las unidades de corte transversal manteniendo la heterogeneidad en el corto plazo. Ofrecemos en el Anexo detalles adicionales sobre esta técnica en el contexto de nuestra aplicación. En este caso, sólo trabajaremos con las regresiones no condicionadas de FH porque el núcleo del argumento gira en torno a los niveles observados de inversión y ahorro, sin importar cuáles son sus factores explicativos.

¹⁵ Para el sector privado en su conjunto, los coeficientes estimados de reacción fiscal fueron de -0,23 para los déficits privados y -0,82 para los superávits.

¹⁶ Los resultados no fueron sensibles a cambios en la estructura de rezagos.

Tabla 15/ Regresiones sectoriales de Feldstein-Horioka (Pooled Mean Group)

	<i>Pooled Mean Group</i>	<i>Mean Group</i>	Prueba de Hausman (p-value)	Efectos fijos dinámicos
Nacional				
Coefficiente de largo plazo	0,750 (10,021)***	1,052 (4,488)***	1,840 (0,17)	0,709 (4,583)***
Coefficiente de corrección del error	-0,291 (-7,431)***	-0,337 (-9,950)***		-0,278 (-6,361)***
Coefficiente de corto plazo	0,253 (2,510)**	0,193 (2,138)**		0,131 (1,009)
Constante	1,437 (3,998)***	0,491 (0,363)		
Familias				
Coefficiente de largo plazo	0,078 (2,233)**	-0,901 (-1,176)	2,75 (0,10)	2,394 (1,12)
Coefficiente de corrección del error	-0,229 (-5,105)***	-0,261 (-5,517)***		-0,159 (-5,841)***
Coefficiente de corto plazo	-0,129 (-1,382)	-0,106 (-1,186)		0,499 (3,142)***
Constante	1,364 (3,831)***	1,552 (4,847)***		
Empresas				
Coefficiente de largo plazo	0,585 (5,451)***	6,286 (1,168)	1,12 (0,290)	0,439 (3,257)***
Coefficiente de corrección del error	-0,337 (-12,291)***	-0,337 (-8,727)***		-0,329 (-9,750)***
Coefficiente de corto plazo	-0,214 (-2,96)***	-0,231 (-3,144)***		-0,081 (-1,090)
Constante	1,99 (9,60)***	1,187 (1,036)		
Gobierno				
Coefficiente de largo plazo	0,062 (4,451)***	1,72 (1,117)	1,16 (0,280)	0,083 (2,759)***
Coefficiente de corrección del error	-0,233 (-7,840)***	-0,284 (-6,306)***		-0,194 (-6,733)***
Coefficiente de corto plazo	-0,049 (-3,066)***	-0,058 (3,030)***		-0,051 (-6,151)***
Constante	0,678 (5,828)***	0,748 (5,426)***		
Nro. de países	16	16		16
Nro. de observaciones	374	374		374

Estadístico t entre paréntesis. ***significatividad al 1%, **significatividad al 5% y *significatividad al 10%.

El producto de la regresión aparece en la Tabla 15. Nuestro primer hallazgo es que la relación de largo plazo para la inversión y ahorro nacionales es de 0,75, con una respuesta de corto plazo de 0,25. El término

de corrección de errores es $-0,29$, asegurando la estabilidad del modelo y mostrando que la mitad del ajuste tiene lugar en apenas 2,4 años.¹⁷ ¿Implica el rechazo de que el coeficiente de largo plazo es igual a 1 que no se satisface la restricción presupuestaria? Nuestra respuesta es negativa, ya que la noción de largo plazo es en gran medida arbitraria para un país, cuyo horizonte de planeamiento es a priori muy largo. Particularmente, en los países industriales, se observan desequilibrios de cuenta corriente durante períodos extensos.¹⁸ En última instancia, la necesidad de ostentar una cuenta corriente equilibrada en el corto plazo obedece a problemas reputacionales en los mercados internacionales, que afectan más pesadamente a los países en desarrollo que a los desarrollados. En todo caso, la muestra bajo estudio no parece ser lo suficientemente larga como para esperar una relación unitaria entre inversión y ahorro. Debe igualmente notarse que el hecho de que el coeficiente no sea superior a 1 garantiza que el *stock* de deuda externa no crece ilimitadamente.

Todos los coeficientes sectoriales de largo plazo se ubican por debajo de 1, con el sector de empresas en el límite superior (0,58) y las familias y el gobierno en el límite inferior (0,078 y 0,062, respectivamente). En todos los casos, el término de corrección del error es negativo, como lo son, sorprendentemente, los impactos de corto plazo. A partir del test de Hausman, no puede rechazarse estadísticamente la homogeneidad de los parámetros de largo plazo en ninguna de las ecuaciones, si bien las respuestas de corto plazo para los países tomados en forma individual varían de manera notoria.¹⁹ Esta restricción de homogeneidad es la que explica las ganancias en eficiencia del estimador PMG sobre el estimador MG, que se refleja en los menores desvíos estándar de los coeficientes.

A esta altura estamos interesados en las diferencias entre los coeficientes de largo plazo de los distintos sectores. En el caso del coeficiente no significativamente distinto de 0 del gobierno, el motivo más razonable es que los deudores soberanos, en especial en los países desarrollados, disfrutan de una ven-

¹⁷ También usando PMG, Pelgrin y Schich (2004) encuentran, para una muestra balanceada de 20 países de la OCDE, un coeficiente de largo plazo de 0,93 para 1960-1999 y 0,92 para 1970-1999, con un estimador de corrección del error de $-0,33$ en ambos casos y efectos de corto plazo de 0,25 y 0,22.

¹⁸ Un caso emblemático es el de Australia, cuya cuenta corriente ha sido fuertemente negativa, con la excepción de 18 años, desde 1861 (ver Cashin and Wickham (1998)).

¹⁹ Por razones de espacio, no se reportan los coeficientes de corto plazo, que están disponibles y pueden ser solicitados a los autores.

taja reputacional y de tributación compulsiva sobre los deudores privados en el mercado de capitales doméstico e internacional, que les permite emitir deuda con vencimientos muy largos y fácilmente renovable. En lo referente a la diferencia entre el sector de las empresas y de las familias, nuestra hipótesis central corre en la misma línea que la presentada en la Sección IV: el plazo para el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal es distinto para las unidades deficitarias y las superavitarias. Nuestro análisis precedente documentó que las restricciones financieras emergen una vez que la inversión excede al ahorro. En la muestra, las familias son típicamente superavitarias y las empresas son típicamente deficitarias.²⁰ Este último sector se ve obligado, al menos parcialmente, a repagar su deuda en el largo plazo, generando una correlación positiva entre inversión y ahorro. El sector de las familias, por el contrario, está en posición de elegir más libremente su ahorro e inversión, no sólo en el corto sino también en el largo plazo.²¹ Un motivo complementario que respalda el hallazgo de coeficientes menores a la unidad tiene que ver con un problema de agregación: mientras que el gobierno es un sector y una unidad jurídica en sí mismo, existen millones de empresas y familias. En consecuencia, aun cuando cada una de ellas satisfaga su propia restricción financiera, podría parecer que el sector en su conjunto no lo esté haciendo. En un ejemplo simplista, supóngase empresas no superpuestas en el tiempo que viven un solo período. Al final del primer período, la primera compañía paga su deuda y desaparece, pero al mismo tiempo se pone en marcha la segunda y emite deuda. Continuando en el tiempo, la deuda empresarial en su conjunto no va a caer necesariamente, a pesar del hecho de que cada empresa individual respeta su restricción presupuestaria en el corto plazo.²² En nuestra aplicación empírica, esta atomización oscurece en cierto grado el análisis de largo plazo de los sectores de las familias y las empresas.

Es importante remarcar que el enfoque fiscal antes desarrollado es todavía válido: si el gobierno tiene un objetivo de cuenta corriente, el coeficiente de FH de largo plazo será relativamente elevado. En esta línea, el ma-

²⁰ Sobre una muestra total de 390 observaciones, se registraron déficits de cuenta corriente en 55 casos (14,1%) para las familias y en 276 casos (70,8%) para las empresas.

²¹ Por supuesto, en el largo plazo (cualquiera sea la duración del largo plazo en nuestro problema intertemporal), las familias deben satisfacer su condición de transversalidad (no dejar riqueza positiva sin consumir), a menos que el deseo de dejar herencia u otros motivos los lleve a desviarse de esta regla. Nótese el paralelismo entre este argumento y el que fundamentó, en la sección anterior, la correlación positiva entre ahorro e inversión en los años de superávit.

²² El usualmente creciente nivel de crédito doméstico al sector privado en la mayoría de los países es una elocuente evidencia de este tipo de heterogeneidad al interior del sector privado.

yor coeficiente de largo plazo que de corto plazo estaría indicando que el gobierno procura contener los desequilibrios con un criterio de largo plazo y con un objetivo más laxo en plazos cortos.²³ Por lo tanto, la evidencia de un coeficiente nacional más alto que cualquiera de los coeficientes sectoriales debería ser interpretada de la misma forma que antes, con el impulso adicional del coeficiente positivo para las empresas.

Para terminar, vale la pena notar que las regresiones de corte transversal, que constituyen una aproximación cruda a los coeficientes de largo plazo, arrojan estimadores de 0,59; 0,51; 0,19 y 0,16 para los niveles nacional, empresas, familias y gobierno, respectivamente, valores relativamente similares a los estimadores PMG de largo plazo de 0,75; 0,58; 0,078 y 0,062.

VI. El caso de Argentina y Chile

Las secciones anteriores arrojan valiosas lecciones para países emergentes como Argentina y Chile. La Tabla 16 resume los estadísticos que servirán para la comparación entre los tres casos, para lo cual utilizaremos información sobre inversión y ahorro privado y público (la máxima desagregación disponible) para el período 1970-2000 (Chile) y 1961-2004 (Argentina).

Tabla 16/ Ahorro, inversión y cuenta corriente en Argentina, Chile y la OCDE - En % del PBI

	Argentina		Chile		OCDE*
	1961-2004	1990-2004	1970-2000	1990-2000	
Nacional					
Tasa de ahorro	20,5	16,4	15,5	22,0	23,1
Tasa de inversión	20,5	16,3	18,6	23,4	23,0
Cuenta corriente	-0,1	0,1	-3,1	-1,4	0,2
Sector privado					
Tasa de ahorro	20,0	16,1	11,2	17,0	21,1
Tasa de inversión	15,3	16,3	12,5	17,9	19,8
Cuenta corriente	4,7	-0,2	-1,3	-0,9	1,3
Sector público					
Tasa de ahorro	0,5	-0,1	4,3	5,0	2,0
Tasa de inversión	5,2	1,9	6,1	5,5	3,1
Cuenta corriente	-4,7	-2,0	-1,8	-0,5	-1,2

* Los datos de la OCED corresponden a los períodos citados en la Sección I.

²³ Pero esta relación no opera en sentido inverso, puesto que un alto coeficiente de largo plazo no implica necesariamente un alto coeficiente de corto plazo.

Varias diferencias sobresalen a simple vista. La primera es que los países de la OCDE tienen en promedio tasas de ahorro e inversión sensiblemente superiores a las de Argentina y Chile, explicadas en gran medida por el comportamiento del sector privado. La segunda observación es que el saldo de la cuenta corriente del balance de pagos ha sido virtualmente nulo en Argentina y la OCDE, pero negativo en Chile en 3,1% del PBI. Finalmente, se advierte que, detrás del equilibrio global de cuenta corriente en Argentina y la OCDE, subyace un fuerte desequilibrio fiscal compensado por un excedente privado, mientras que en Chile ambos sectores han registrado déficit.

Se desprenden de aquí importantes conclusiones de política económica, a saber:

(1) Si se desea impulsar la inversión doméstica, no debería visualizarse al ahorro externo como un medio de financiamiento sostenible. En especial, las experiencias de Argentina y la OCDE retratan patentemente esta afirmación. Aun en países desarrollados, en los cuales las posibilidades de acceso al mercado internacional de capitales son en principio más altas, no se verifica un uso positivo neto del ahorro externo en el largo plazo. Sin embargo, como se explicara en la introducción, ello no obsta que la cuenta corriente pueda actuar como amortiguador de *shocks* negativos temporarios, siempre que los flujos de capitales no sean procíclicos. En tal sentido, el diseño de la política de apertura financiera debería basarse en un detenido análisis técnico de costo-beneficio social.²⁴

(2) Especialmente en Argentina, la política fiscal ha perjudicado el proceso de inversión productiva privada y la integración financiera con el resto del mundo. Nos valdremos de los Gráficos 1 y 2 para sustentar este punto.

No sólo no ha habido flujos externos positivos netos en Argentina, sino que el sector privado se ha visto forzado a financiar los cuantiosos déficits del sector público. A diferencia de lo observado en la OCDE y en menor medida en Chile, donde se alternan períodos de déficit y superávit privado compensados parcialmente por el gobierno, el sector público argentino no ha generado resultados superavitarios en la mayor parte del período analizado.²⁵ También es digno de mencionar que, en contraste con la

²⁴ Por otra parte, la preferencia revelada por los gobiernos de la OCDE de evitar desequilibrios acentuados en la cuenta corriente transmite una señal de escepticismo sobre las bondades de la apertura financiera.

²⁵ Las únicas excepciones son los años 1993, 2003 y 2004.

política de objetivo de cuenta corriente en los países de la OCDE, tanto en Argentina como en Chile la cuenta corriente del sector privado se ajusta a las variaciones de la cuenta corriente del sector público, según concluimos a partir de un análisis econométrico que demostró la existencia de una fuerte relación negativa entre ambas cuentas corrientes y la exogeneidad de la cuenta corriente del sector público. Además del evidente desplazamiento de la inversión y el consumo privados, este comportamiento fiscal ha originado un costo reputacional, tanto para el propio gobierno como para el sector privado, que dificulta el acceso a los mercados internacionales de mercado. Ante ello, el diseño de la política de apertura financiera es inseparable del de la política fiscal futura.

Gráfico 1/ Cuenta corriente del sector privado y público, Argentina (1961-2004)

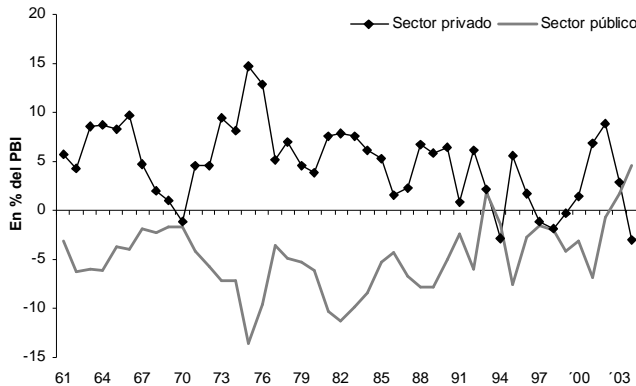
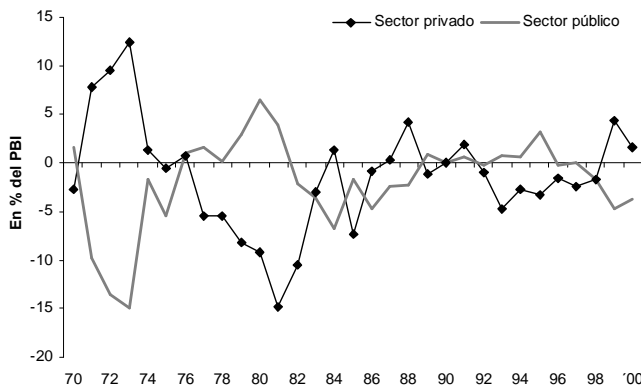


Gráfico 2/ Cuenta corriente del sector privado y público, Chile (1970-2000)



Por otra parte, llevamos adelante un análisis de cointegración para comprobar si existe una relación de largo plazo entre inversión y ahorro en Argentina y Chile. La relación estimada fue similar en ambos casos (0,66 en Chile y 0,69 en Argentina, ambas significativas al 1%), y también comparable a la hallada para el panel de países de la OCDE (0,75). De igual manera, se encontró que el coeficiente no era significativamente distinto de cero para el sector público. Sin embargo, se encontró, a diferencia de aquel grupo de países, un coeficiente positivo en el caso del sector privado (0,42 en Argentina y 0,69 en Chile).²⁶ La existencia de restricciones financieras para el sector privado sin duda refuerza la necesidad de contener en forma sostenible los déficits públicos, de forma de liberar recursos para la expansión de la inversión a partir del ahorro privado doméstico.

VII. Conclusiones

128

Nuestro objetivo en este trabajo ha sido el de reexaminar la paradoja de Feldstein-Horioka introduciendo diversas innovaciones a nivel de la muestra y de los procedimientos de estimación. Nuestros hallazgos, algunos de los cuales cuestionan supuestos y resultados previos en la literatura son: (i) El coeficiente nacional de Feldstein-Horioka se ubica en torno a 0,5, pero los coeficientes sectoriales son mucho más bajos e incluso no significativamente distintos de cero; (ii) Tal coeficiente positivo a nivel nacional no reflejaría fricciones en los mercados de crédito internacionales sino más bien una política fiscal de objetivo de cuenta corriente; (iii) Sin embargo, cuando se discrimina entre años de déficit y de superávit de cuenta corriente, surge una elevada y significativa correlación a nivel nacional, de las familias y de las empresas para los períodos de déficit, sugiriendo que las imperfecciones crediticias todavía juegan un papel para el sector privado (pero no para el sector público). También es destacable que la correlación a nivel de las familias se mantiene positiva, aunque baja, para los períodos de superávit; y (iv) Contra la expectativa de un coeficiente unitario en el largo plazo para satisfacer la restricción presupuestaria intertemporal, encontramos una relación de largo plazo de 0,75 a nivel nacional, 0,6 a nivel de las empresas y un efecto marginal o no significativo a nivel de las familias y el gobierno. Finalmente, contrastamos esta

²⁶ Para el caso argentino, Lanteri (2004) encuentra una relación significativa para el período 1970-1991, pero no así para el período 1993-2001.

nueva evidencia para países desarrollados con los casos de Argentina y Chile en las últimas décadas, extrayendo lecciones relevantes de cara a la política fiscal y de apertura financiera externa.

Anexo/ Estimadores MGM y PMG

En las estimaciones de paneles dinámicos se han utilizado dos procedimientos modernos, además de las técnicas habituales de efectos fijos y aleatorios, denominados Método Generalizado de Momentos (MGM) y estimadores *Pooled Mean Group* (PMG). Dada la relativa novedad de estos métodos de estimación en el campo de la macro-econometría aplicada se procederá a realizar una breve descripción de los mismos.

El MGM tiene dos ventajas evidentes: en primer lugar, permite considerar la inconsistencia creada por la presencia de la variable dependiente reza-gada como regresor; en segundo lugar, permite relajar el supuesto de exo-geneidad estricta de las variables explicativas. Nuestra regresión básica tendrá la siguiente forma:

$$inv_{i,t} = \beta_1 inv_{i,t-1} + \beta_2 ahorro_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

donde *inv* representa a la tasa de inversión, *ahorro* es la tasa de ahorro, *i* representa cada una de *N* observaciones de corte transversal, *t* indica cada una de las *T* observaciones de series de tiempo, β_1 y β_2 son parámetros, μ_i y $\varepsilon_{i,t}$ representan, respectivamente, efectos individuales específicos y el término de error, con media cero, varianza finita y constante, e independientes entre sí.

La principal desventaja de esta especificación es la introducción de la variable dependiente como variable explicativa, lo cual da lugar a estimadores sesgados e inconsistentes. Esto ocurre porque tanto $inv_{i,t}$ como $inv_{i,t-1}$ son funciones de μ_i . Este inconveniente derivado de la presencia de efectos individuales no observables puede resolverse si se toman primeras diferencias a la ecuación previa, pues en cuyo caso se llega a la siguiente especificación:

$$inv_{i,t} - inv_{i,t-1} = \beta_1 (inv_{i,t-1} - inv_{i,t-2}) + \beta_2 (ahorro_{i,t} - ahorro_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (2)$$

Es posible observar que aún persiste correlación entre la variable dependiente rezagada y el nuevo término de error. Si el término de error $\varepsilon_{i,t}$ no presenta correlación serial [$E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{i,s}) = 0$ para $t \neq s$], los valores de *inv* reza-

gados dos períodos o más son instrumentos válidos, de allí que para $t \geq 3$ se satisfacen las siguientes condiciones lineales de momentos:

$$E[(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})inv_{i,t-2}] = 0 \quad t = 3, \dots, T \quad (3)$$

Adicionalmente, supondremos que la tasa de ahorro es exógena débil, en el sentido que las realizaciones futuras (pero no necesariamente las realizaciones contemporáneas o rezagadas) del error no están correlacionadas con el conjunto de variables x . Formalmente, $E(ahorro_{i,t} \varepsilon_{i,s}) \neq 0$ para $t \geq s$ y $E(ahorro_{i,t} \varepsilon_{i,s}) = 0$ en el resto de los casos. Esto sugiere que valores rezagados de las x por dos o más períodos servirían como instrumentos, con las siguientes condiciones lineales de momentos adicionales:

$$E[(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})ahorro_{i,t-2}] = 0 \quad t = 3, \dots, T \quad (4)$$

A partir de estas condiciones de momentos, Arellano y Bond (1991) desarrollan un estimador consistente para el MGM, que puede computarse en un paso o en dos pasos, donde la diferencia reside en que en el segundo caso los residuos del estimador en un paso se utilizan para reestimar los coeficientes. Por otra parte, vale la pena notar que este método no depende de ninguna distribución de probabilidades en particular.

Sin embargo, Blundell y Bond (1998) notan que los niveles rezagados de la variable dependiente podrían convertirse en instrumentos débiles si esta variable es altamente persistente a lo largo del tiempo, en cuyo caso el coeficiente estimado se sesgaría hacia cero cuando el parámetro autorregresivo tiende a uno. Ante ello, las diferencias rezagadas de la variable dependiente servirían como instrumentos apropiados en las regresiones en niveles, con la condición de que este nuevo instrumento no esté correlacionado con los efectos fijos, lo cual requiere que la variable dependiente sea estacionaria en media. Todo esto se resume en un conjunto adicional de condiciones de momentos:

$$E[(inv_{i,t-1} - inv_{i,t-2})(\eta_i + \varepsilon_{i,t})] = 0 \quad (5)$$

$$E[(ahorro_{i,t-1} - ahorro_{i,t-2})(\eta_i + \varepsilon_{i,t})] = 0 \quad (6)$$

$$t = 3, \dots, T$$

Construyendo un sistema formado tanto por las ecuaciones en diferencias como por las ecuaciones en niveles, resulta un estimador MGM para sistemas con un desempeño superior en términos de insesgamiento y de eficiencia asintótica.

Un tema adicional a considerar es la distinción entre efectos de corto y de largo plazo. Las técnicas estándar de panel restringen los coeficientes estimados a ser los mismos para todas las observaciones de corte transversal, permitiendo la existencia de un intercepto específico para cada grupo usando efectos fijos. En el otro extremo, en el caso de un panel con heterogeneidad total, se puede obtener un estimador de *mean group* (MG), definido como el promedio de los coeficientes estimados para ecuaciones separadas para cada grupo. Dado que en la mayoría de los casos uno esperaría homogeneidad en los parámetros en el largo plazo pero no en el corto plazo, un estimador intermedio es ciertamente de interés. El estimador *Pooled Mean Group* (PMG), desarrollado por Pesaran, Shin y Smith (1999), parecería ser la alternativa adecuada. Si la restricción de homogeneidad de largo plazo es válida, el PMG será consistente y eficiente, pero de no ser válida será, a diferencia del estimador MG, inconsistente. Esta restricción se evalúa con un *test* de Hausman para cada variable explicativa. Otra advertencia respecto del estimador MG es que cuando las dimensiones de tiempo y corte transversal son cortas, resulta sensible a observaciones extremas, dado que se trata de un promedio no ponderado de los estimadores individuales de cada grupo y, por lo tanto, sufre de las mismas debilidades de cualquier promedio simple. El estimador PMG se asemeja más a un promedio ponderado. Específicamente, el método estima, en primer lugar, los coeficientes comunes de largo plazo y luego los utiliza para estimar los coeficientes individuales de corto plazo y la velocidad de ajuste. El promedio no ponderado de estas últimas estimaciones es una estimación consistente de los efectos de corto plazo.

Supongamos que la tasa de inversión sigue un proceso autorregresivo de rezagos distribuidos de primer orden (ARDL (1, 1)):

$$inv_{it} = \mu_i + \beta_1 inv_{i,t-1} + \beta_2 ahorro_{it} + \beta_3 ahorro_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Restando $inv_{i,t-1}$ a ambos lados de la igualdad y sumando y restando $\beta_3 ahorro_{it}$ del lado derecho de la igualdad, obtenemos la ecuación de corrección de errores:

$$\begin{aligned} \Delta inv_{it} &= -(1-\beta_1) \left[inv_{i,t-1} - \frac{\mu_i}{(1-\beta_1)} - \frac{(\beta_2 + \beta_3)}{(1-\beta_1)} ahorro_{it} \right] + \beta_3 \Delta ahorro_{it} + \varepsilon_{it} \\ &= -(1-\beta_1) [inv_{i,t-1} - s_{it}^*] + \beta_3 \Delta ahorro_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

donde s^* es la solución común de largo plazo y Δ es el operador diferencias. El estimador PMG primero estima los coeficientes comunes de largo plazo $[\mu_i / (1 - \beta_1)]$ y $[(\beta_2 + \beta_3) / (1 - \beta_1)]$ para luego estimar los coeficientes de corto plazo β_3 y la velocidad de ajuste $[-(1 - \beta_1)]$.

Referencias

- **Angrist J. and A. Krueger (2001)**, «*Instrumental Variables and the Search for Identification: from Supply and Demand to Natural Experiments*», NBER Working Paper, N° 8456, September.
- **Arellano M. and S. Bond (1991)**, «*Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*», Review of Economic Studies, Vol. 58.
- **Arellano M. and O. Bover (1995)**, «*Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models*», Journal of Econometrics, Vol. 68, 29-51.
- **Argimón I. and J. Roldán (1994)**, «*Saving, Investment and International Capital Mobility in EC Countries*», European Economic Review, Vol. 38, 59-67.
- **Banerjee A. and P. Zanghieri (2003)**, «*A New Look at the Feldstein-Horioka Puzzle Using an Integrated Panel*», Working Paper, CEPII.
- **Bebczuk R. and K. Schmidt-Hebbel (2006)**, «*Household and Corporate Saving: Panel Data Evidence*», mimeo, Banco Central de Chile.
- **Blundell R. and S. Bond (1998)**, «*Inicial Conditions and Moment Conditions in Dynamic Panel Data Models*», Journal of Econometrics, Vol. 87, 115-143.
- **Boyreau G. and S. Wei (2004)**, «*Can China Grow Faster? A Diagnosis of the Fragmentation of Its Domestic Capital Market*», Working Paper N° 04/76, IMF.
- **Calderón C. and K. Schmidt-Hebbel (2003)**, «*Macroeconomic Policies and Performance in Latin America*», Documento de Trabajo N° 217, Banco Central de Chile.
- **Cashin P. and P. Wickham**: «*International Capital Flows and National Creditworthiness: Do the Fundamental Things Apply as Time Goes By?*», IMF Working Paper 172/98, December.

- **Coakley J., F. Kulasi and R. Smith (1998)**, «*The Feldstein-Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review*», *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 3, 169-188.
- **Coakley J. and F. Kulasi (1997)**, «*Cointegration of Long Span Saving and Investment*», *Economic Letters*, Vol. 54, 1-6.
- **De Vita G. and A. Abbott (2002)**, «*Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds testing approach*», *Economic Letters*, Vol. 77, 293-299.
- **Fanelli J. (2005a)**, «*Domestic Financial Architecture, Macro Volatility and Institutions: The Argentine Case*», mimeo, CEDES, Buenos Aires.
- **Fanelli J. (2005b)**, «*International Financial Architecture, Macro Volatility and Institutions: The Developing World Experience*», mimeo, CEDES, Buenos Aires.
- **Feldstein M. and C. Horioka (1980)**, «*Domestic Saving and International Capital Flows*», *Economic Journal*, Vol. 90, 314-329.
- **Glick R. and K. Rogoff (1995)**, «*Global versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account*», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, 159-192.
- **Hericourt J. and M. Maurel (2005)**, «*The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited: an «European-Regional» Perspective*», mimeo, TEAM, Paris.
- **Hubbard R. G. (1998)**, «*Capital-Market Imperfections and Investment*», *Journal of Economic Literature*, Vol. 36, N° 1, 193-225.
- **Iwamoto Y. and E. van Wincoop (2000)**, «*Do Borders Matter? Evidence from Japanese Regional Net Capital Flows*», *International Economic Review*, Vol. 41, N° 1, 241-269.
- **Jansen J. (1996)**, «*Estimating Saving-Investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error Correction Model*», *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, 749-781.

- **Lanteri L. (2004)**, «*Ahorro y crecimiento: Alguna evidencia para la economía argentina, 1970-2003*», mimeo, Banco Central de la República Argentina.
- **Loayza N., K. Schmidt-Hebbel and L. Serven (2000)**, «*What Drives Private Saving around the World?*», Review of Economics and Statistics.
- **Obstfeld M. (1995)**, «*International Capital Mobility in the 1990s*», in Kenen P., Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy, Princeton University Press.
- **Payne J. (2005)**, «*Saving-Investment Correlation in Mexico*», Journal of Policy Modelling, September.
- **Pelgrin F. and S. Schich (2004)**, «*National Saving-Investment Dynamics and International Capital Mobility*», Working Paper 2004-14, Bank of Canada.
- **Pesaran M. and R. Smith (1995)**, «*Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels*», Journal of Econometrics, Vol. 68, N° 1, 79-113.
- **Pesaran H., Y. Shin and R. Smith (1999)**, «*Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels*», Journal of the American Statistical Association, Vol. 94, 621-634.
- **Sachs J. (1981)**, «*The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s*», Brookings Papers on Economic Activity, Vol.1, 201-282.
- **Sachsida, A. and M. Caetano (2000)**, «*The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited*», *Economic Letters*, 68, 85-88.
- **Serven L. (2002)**, «*Real Exchange Rate Uncertainty and Private Investment in Developing Countries*», Review of Economics and Statistics.
- **Taylor (2002)**, «*A Century of Current Account Dynamics*», NBER Working Paper, N° 8927.