

# Ensayos Económicos

---

## **Valuación de la prima cambiaria bajo tipo de cambio flexible: el caso de Sudáfrica**

Martín Grandes, Marcel Peter y Nicolas Pinaud

## **Revaluando el impacto del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico y sus fuentes**

Marcelo Dabós y Tomás Williams

## **Sustituibilidad bruta de activos financieros: efectos sobre la política monetaria**

Andrés Schneider

## **La bancarización y los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios en Argentina**

Alejandra Anastasi, Emilio Blanco, Pedro Elosegui y Máximo Sangiácomo

# 60

Octubre - Diciembre de 2010



*ie* | BCRA  
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

# Ensayos Económicos | 60

## **Editor**

Jorge Carrera

## **Comité Editorial**

José María Fanelli

Ricardo Ffrench-Davis

Javier Finkman

Daniel Heymann

José Antonio Ocampo

Mario Tonveronachi

## **Secretario Ejecutivo**

Federico Grillo



*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) 4348-3582 / Fax: (+5411) 4348-3557  
Email: [investig@bcra.gov.ar](mailto:investig@bcra.gov.ar) / <http://www.bcra.gov.ar>

Fecha de publicación: mayo 2011

Diseño editorial  
Banco Central de la República Argentina  
Gerencia de Relaciones con la Comunidad e Imagen Institucional  
Área de Diseño e Imagen Institucional  
Diagramación interior  
Karin Bremer

Impreso en Imprenta Gráfica Cid  
Ciudad de Buenos Aires, Argentina, mayo 2011  
Tirada de 2.500 ejemplares

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

**Publicación de distribución gratuita. Prohibida su venta.**

*No se permite la reproducción parcial o total, el almacenamiento, el alquiler, la transmisión o la transformación de esta publicación, 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.*

Buenos Aires, 28 de abril de 2011

En esta nueva entrega de Ensayos Económicos presentamos cuatro trabajos. En el primero, Grandes (UCA), Peter (BNS) y Pinaud (OCDE) intentan identificar los determinantes de la prima cambiaria entre el rand de Sudáfrica y el dólar de Estados Unidos, y encuentran que las primas cambiarias (a un mes y a un año) son impulsadas por movimientos de largo plazo en el diferencial de inflación esperada entre Sudáfrica y Estados Unidos, por la aversión al riesgo como *proxy* del precio del riesgo cambiario del rand y por la volatilidad del tipo de cambio del rand como indicador de la cantidad de ese riesgo, en tanto los desalineamientos en el tipo de cambio real arrojan resultados mixtos.

En el segundo trabajo, Dabós y Williams (UB) estiman la relación del nivel de desarrollo financiero sobre el crecimiento del PBI real per cápita, del *stock* per cápita del capital físico y de la productividad total de los factores, con una base de 78 países para el período 1961-2005. Para ello usan el Método Generalizado de Momentos en sistema para paneles dinámicos, corrigiendo los desvíos estándares de los coeficientes por el método de Windmeijer (2005) y usando un número reducido de instrumentos, lo que consideran una nueva metodología respecto a la usada anteriormente en la literatura y que hace que las inferencias encontradas en trabajos previos dejen de ser válidas.

Por su parte, Schneider (UBA – UTDT) analiza la relevancia del supuesto de sustituibilidad bruta entre activos financieros domésticos y externos para la política de esterilización en un régimen de flotación administrada utilizando un marco de consistencia *stock*-flujo. El autor sugiere la conveniencia de un esquema de coordinación macroeconómica en donde un régimen basado en metas de agregados monetarios podría ser logrado en forma más holgada si colabora la política fiscal.

Finalmente, Anastasi, Blanco, Elosegui y Sangiácomo (BCRA) analizan la disponibilidad y utilización de servicios bancarios regulados en Argentina utilizando una base de datos a nivel de localidad para el período 1998-2009. La evidencia que presentan señala una baja utilización de los servicios bancarios formales –en términos históricos y comparado con países de similar desarrollo económico–, así como una marcada discrepancia entre las provincias. Además encuentran una correlación positiva significativa de la disponibilidad y utilización de los servicios bancarios con la cantidad de habitantes y la situación socioeconómica de la localidad.

A modo de cierre, reiteramos nuestra invitación a todos aquellos interesados en enviar sus artículos académicos para ser publicados en nuestra revista y para contribuir a enriquecer la discusión sobre economía y política económica en nuestro país. Para ello los invitamos a consultar las pautas para la publicación de trabajos, que se encuentran al final de la publicación.

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'Jorge Carrera', with a long horizontal stroke extending to the right.

Jorge Carrera  
Subgerente General de  
Investigaciones Económicas

## Índice

- 7** **Valuación de la prima cambiaria bajo tipo de cambio flexible: el caso de Sudáfrica**  
Martín Grandes, Marcel Peter y Nicolas Pinaud
- 53** **Revaluando el impacto del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico y sus fuentes**  
Marcelo Dabós y Tomás Williams
- 105** **Sustituibilidad bruta de activos financieros: efectos sobre la política monetaria**  
Andrés Schneider
- 137** **La bancarización y los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios en Argentina**  
Alejandra Anastasi, Emilio Blanco, Pedro Elosegui y Máximo Sangiácomo
- 211** **Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos**



# Valuación de la prima cambiaria bajo tipo de cambio flexible: el caso de Sudáfrica\*

**Martín Grandes**

Pontificia Universidad Católica Argentina

**Marcel Peter**

Banco Nacional de Suiza

**Nicolas Pinaud**

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico

## Resumen

La prima cambiaria es uno de los tres componentes del diferencial entre las tasas de interés locales e internacionales. Las economías emergentes como Sudáfrica suelen enfrentar diferenciales de tasa de interés positivos, es decir, un costo más alto de capital que el de las economías desarrolladas. El objetivo de este documento es identificar los determinantes de la prima cambiaria entre el rand de Sudáfrica y el dólar de Estados Unidos. Utilizando datos mensuales del período 1997-2008, realizamos un análisis econométrico de los determinantes de las primas cambiarias a un mes y a un año. Nuestros hallazgos indican que las primas cambiarias de ambos horizontes son impulsadas por movimientos de largo plazo en el diferencial de inflación esperada entre Sudáfrica y Estados Unidos, por la aversión al riesgo como *proxy* del precio del riesgo cambiario del rand y por la volatilidad del tipo de cambio del rand como indicador de la cantidad de ese riesgo. Los desalineamientos en el tipo de cambio real multilateral o el tipo de cambio bilateral rand-dólar estadounidense arrojan resultados mixtos

---

\* Una versión anterior de este estudio fue publicada como Documento de Trabajo N° 230 de la OCDE con el título de "The Currency Premium and Local-Currency Denominated Debt Costs in South Africa". Los autores desean agradecerle a Colm Foy, Hans Genberg, Ulrich Hiemenz, John Muellbauer, Helmut Reisen, Luca Ricci, los participantes de los seminarios o reuniones de la OCDE, UN-WIDER, la Bolsa de Títulos de Sudáfrica, el Banco Central de la República Argentina y el Banco Nacional de Suiza por sus valiosos comentarios y sugerencias. Las opiniones vertidas en este trabajo son de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Emails: martin\_grandes@uca.edu.ar.

en términos de su impacto y significatividad estadística en ambas primas cambiarias. En general, los estimadores de los parámetros son estables y robustos a variaciones de la muestra.

*Clasificación JEL:* F31, F34, G12, G15.

*Palabras clave:* prima cambiaria, determinantes empíricos, Sudáfrica.

# Pricing the Currency Premium under Flexible Exchange Rates: Evidence from South Africa

**Martin Grandes**

Pontifical Catholic University of Argentina

**Marcel Peter**

Swiss National Bank

**Nicolas Pinaud**

Organisation for Economic Co-operation and Development

## Summary

The currency premium is one of the three components of the differential between local and foreign interest rates. Emerging economies such as South Africa typically face positive interest rate differentials, i.e., a higher cost of capital than developed economies. In this paper we aim at identifying the determinants of the South African rand-U.S. dollar currency premium. Using monthly data over the period 1997-2008, we carry out an empirical analysis of the determinants of the 1-month and 1-year currency premium. We find that the currency premium at both horizons are driven by long-run movements in the expected inflation differential between South Africa and the U.S., risk aversion as a proxy for the price of rand exchange risk, and the volatility of the rand exchange rate as an indicator of the quantity of that risk. Misalignments in the real effective or rand-U.S. dollar bilateral exchange rates display mixed results in terms of their impact and statistical significance on both currency premium. Our parameter estimators overall are stable and robust to sample variations.

*JEL:* F31, F34, G12, G15.

*Key words:* currency premium, empirical determinants, South Africa.

## I. Introducción

El diferencial total de tasas de interés es una variable crucial para las economías emergentes. En general, cuanto menor es el nivel de desarrollo de un país, mayor es este diferencial y, por lo tanto, el costo del capital. Además, tal como señalan Schmukler y Servén (2002, p. 367): “los diferenciales de tasa de interés de los mercados emergentes varían considerablemente con el tiempo. En particular, suelen subir de manera abrupta durante períodos de turbulencias financieras locales e internacionales. Los diferenciales más bajos se traducen, a menudo, en menores costos de endeudamiento para los sectores público y privado y, a igualdad de las restantes condiciones, generan un crecimiento más alto”.

En términos analíticos, el diferencial total de tasas de interés entre las tasas de interés locales e internacionales puede descomponerse en una “prima cambiaria”, un “*spread* por riesgo de crédito” y una “prima de jurisdicción”. Cuando el prestatario en cuestión es el gobierno, al *spread* por riesgo de crédito suele llamárselo “*spread* soberano” y refleja mayormente el “riesgo soberano”. La suma del *spread* soberano y la prima de jurisdicción suele recibir el nombre de “prima riesgo país” o simplemente “riesgo país”.

Si bien la prima de riesgo país y la prima de jurisdicción han sido objeto de una amplia investigación empírica, la prima cambiaria ha recibido menos atención empírica, en especial en el contexto de los mercados emergentes. A nuestro entender, uno de los únicos estudios sobre los determinantes de la prima cambiaria en los mercados emergentes es el de Schmukler y Servén (2002). Por otro lado, tal como queda documentado en Frankel y Poonawala (2010, p. 586), es escasa y reciente la literatura sobre mercados cambiarios eficientes aplicada a las economías emergentes, es decir, son pocas las pruebas empíricas del *forward puzzle* en estas economías (vea también Wesso (1999) si desea evidencia para Sudáfrica). La principal razón es la falta de mercados a término (*forward*).

Sin embargo, Schmukler y Servén (2002) estudian los casos de Hong Kong y Argentina durante un período relativamente breve antes del colapso del régimen de caja de conversión (convertibilidad) en este último país (1998-2001), pero poco se sabe sobre los determinantes de la prima cambiaria en una economía emergente con un régimen de tipo de cambio flotante. En marcado contraste con la escasa evidencia sobre estos determinantes, hay abundante literatura empírica sobre los

determinantes y demás características de la prima de riesgo país.<sup>1</sup> Algunos trabajos investigan también los vínculos y las interacciones entre el riesgo país y la prima cambiaria.<sup>2</sup> El grado en el que la prima de jurisdicción es igual a cero ha sido utilizado por muchos estudios para evaluar el nivel de movilidad internacional de los capitales.<sup>3</sup> En este contexto, Obstfeld (1993) ha demostrado que los estudios que miden la movilidad internacional de los capitales probando si el diferencial cubierto de tasa de interés entre los diferentes países es igual a cero son, de hecho, equivalentes a las pruebas de si la prima de jurisdicción es igual a cero.<sup>4</sup>

En este documento utilizamos técnicas de series de tiempo para identificar los determinantes empíricos de la prima cambiaria del rand de Sudáfrica (ZAR) respecto del dólar de Estados Unidos (USD). El análisis se basa en datos mensuales para el período enero de 1997-diciembre de 2008, un horizonte de tiempo que incluye dos episodios de crisis cambiarias (1998 y 2001) y parte de la última crisis financiera global (2007-2008), caracterizada por altas tasas de interés (nominal y real). Primero descomponemos el diferencial de tasa de interés ZAR-USD en prima cambiaria y prima de riesgo país y mostramos que la prima cambiaria ha sido en verdad el componente dominante durante el período de la muestra, en especial, en el extremo corto de la curva de diferenciales de tasa de interés. Luego analizamos los determinantes de las primas cambiarias ZAR-USD a 1 mes y a 1 año.

Realizamos un aporte a la literatura sobre la valuación de la prima cambiaria en los mercados emergentes (vea Schmukler y Serven, 2002; o Frankel y Poonawala, 2010) al menos de tres maneras. Primero ofrecemos evidencia de cómo se determina el precio de la prima cambiaria en una economía emergente grande que adoptó un régimen de tipo de cambio flexible junto con un régimen de metas de inflación para la mayor parte del período en estudio y cuya moneda cotiza internacionalmente.<sup>5</sup> Sudáfrica es apto como estudio de caso porque tiene un mercado

---

<sup>1</sup> Ejemplos son Edwards (1984), Edwards (1986), Cline y Barnes (1997), Eichengreen y Mody (1998), Kamin y Von Kleist (1999), Arora y Cerisola (2001), Ferrucci (2003), Durbin y Ng (2005), Diaz Weigel y Gemmil (2006), Uribe y Yue (2006), y Grandes (2007).

<sup>2</sup> Vea Domowitz, Glen y Madhavan (1998), Powell y Sturzenegger (2003), y Lowenkron y Garcia (2005).

<sup>3</sup> Vea, por ejemplo, Dooley e Isard (1980), y Obstfeld (1993).

<sup>4</sup> Vea Obstfeld (1993), p. 6. Ejemplos de estas investigaciones empíricas son las de Giavazzi y Pagano (1988), Frankel (1991), Frankel (1992), y Kumhof (2001).

<sup>5</sup> Calvo y Reinhart (2002) demuestran que Sudáfrica no había sido reacia a intervenir para estabilizar su tipo de cambio, exhibiendo por lo tanto una mayor volatilidad de sus tasas de interés y reservas en divisas que los países flotadores de "referencia" (como Estados Unidos o la Unión Monetaria Europea). Sin embargo, en

de capitales bastante desarrollado en su moneda local (el rand –ZAR–) y porque, desde hace largo tiempo, es una las pocas economías emergentes que ha evitado el llamado problema del “Pecado Original”, es decir, la incapacidad para endeudarse en moneda local con largos vencimientos, a tasas fijas, tanto en el país como en el exterior (vea Eichengreen y Hausmann, 1999; y Hausmann, Panizza y Stein, 2001). En consecuencia, se dispone de datos suficientes sobre una amplia variedad de instrumentos financieros denominados en moneda local y extranjera. En segundo lugar, en el análisis controlamos por el diferencial de inflación esperada entre Sudáfrica y Estados Unidos, un determinante potencial importante ignorado por Schmukler y Servén (2002), quizás debido a que su muestra era pequeña o al hecho de que las tasas de inflación de Argentina y Hong Kong estaban fuertemente alineadas con la inflación de Estados Unidos en virtud del régimen cambiario de caja de conversión. Tercero, podemos separar empíricamente los efectos de precio y cantidad de la aversión al riesgo cambiario sobre la prima cambiaria en ambos horizontes.

Los principales hallazgos de este estudio indican que, durante el período 1997-2008, las primas cambiarias ZAR/USD a 1 mes y 1 año fueron impulsadas por movimientos de largo plazo del diferencial de inflación esperada entre Sudáfrica y Estados Unidos, por la aversión al riesgo (aproximada por el precio del riesgo cambiario del rand) y por la volatilidad esperada del tipo de cambio ZAR/USD (que mide la cantidad de riesgo cambiario del rand). Hay evidencia mixta respecto de los efectos significativos de los desalineamientos del tipo de cambio real en la prima cambiaria, dependiendo de la especificación del modelo y del indicador de desalineamiento considerado.

Este documento está organizado de la siguiente manera. La Sección II ofrece el marco analítico que define a la prima cambiaria e identifica sus determinantes teóricos más importantes. En la Sección III se operacionalizan los determinantes teóricos y se analiza su impacto esperado. La Sección IV introduce la metodología econométrica, informa el resultado de las regresiones y comenta los resultados. La Sección V incluye las conclusiones.

---

comparación con otros países en desarrollo con regímenes “flexibles”, Sudáfrica puede ser considerado, quizás, como el más cercano a una flotación pura, en especial a la luz de la última revaluación (nominal y real) fuerte del rand (2002-2007). En realidad, la moneda viene flotando sin intervención desde la adopción del régimen de metas de inflación en febrero de 2000, con excepción de las compras de divisas para cerrar la Posición a Término Abierta Neta del Banco Central y luego para acumular reservas.

## II. Marco analítico

### II.1. Descomponiendo la prima cambiaria del diferencial total de tasas de interés

El diferencial nominal total de tasas de interés entre una economía emergente y un país de referencia libre de riesgo (*default*) (en general, los Estados Unidos) puede desagregarse en una prima cambiaria, una prima de jurisdicción y un *spread* de crédito. Trabajamos con diferenciales de tasas de interés nominales, tal como lo hicieran, por ejemplo, Schmukler y Servén (2002) o Domowitz *et al.* (1998), en lugar de diferenciales de tasas reales, como lo hiciera, por ejemplo, Frankel (1992), porque nuestro marco depende de argumentos de arbitraje y estos argumentos funcionan con retornos nominales más que reales.<sup>6</sup> Desde una óptica formal, para un activo denominado en moneda local, el diferencial de tasa de interés con respecto a un activo libre de riesgo (las referencias típicas son los bonos del Tesoro norteamericano denominados en dólares) puede descomponerse de la siguiente manera:

$$\underbrace{(i_{t,k} - f_{t,k}^{*rf})}_{\text{Diferencial total de tasas de interés}} = \underbrace{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}_{\text{Prima cambiaria}} + \underbrace{(i_{t,k}^* - int_{t,k}^*)}_{\text{Prima de jurisdicción (doméstica-internacional)}} + \underbrace{(int_{t,k}^* - f_{t,k}^*)}_{\text{Prima de jurisdicción (extranjera-internacional)}} + \underbrace{(f_{t,k}^* - f_{t,k}^{*rf})}_{\text{Spread de riesgo de crédito}}, \quad (1)$$

} Prima de jurisdicción premium

} Prima riesgo país (si el gobierno es el prestario)

donde:

- $i_{t,k} = \ln(1+R_{t,k})$ , donde  $R_{t,k}$  denota el rendimiento anualizado en el período  $t$  y con vencimiento  $k$  de un bono denominado en moneda local emitido por el deudor  $X$  en el país de origen;

---

<sup>6</sup> Frankel (1989), p. 13, señala: "Un inversor internacional, al decidir los activos de qué país va a comprar, no compara las tasas de interés reales de esos países, es decir, las tasas de interés de cada uno expresadas en términos del poder adquisitivo esperado sobre los bienes de esos países. Cuando el inversor desea evaluar los activos en términos del poder adquisitivo, todos los activos serán evaluados en términos de la misma canasta de consumo, es decir, la propia. Entonces, la tasa de inflación esperada se deja de lado de los diferenciales de las tasas de retorno esperadas entre los activos".

- $i_{t,k}^* = \ln(1+R_{t,k}^*)$ , donde  $R_{t,k}^*$  denota el rendimiento anualizado en el período  $t$  y con vencimiento  $k$  de un bono denominado en moneda extranjera (denotado por el superíndice “\*”) emitido por el mismo deudor  $X$  (es decir, que tienen el mismo riesgo de *default*) en el país de origen;
- $^{int}i_{t,k}^* = \ln(1+^{int}R_{t,k}^*)$ , donde  $^{int}R_{t,k}^*$  denota el rendimiento anualizado en el período  $t$  y con vencimiento  $k$  de un bono denominado en moneda extranjera emitido por el deudor  $X$  en el mercado financiero internacional (superíndice “*int*”), por ejemplo, Luxemburgo;
- $^f i_{t,k}^* = \ln(1+^f R_{t,k}^*)$ , donde  $^f R_{t,k}^*$  denota el rendimiento anualizado en el período  $t$  y con vencimiento  $k$  de un bono denominado en moneda extranjera emitido por el deudor  $X$  en el mercado financiero del deudor extranjero libre de riesgo (superíndice “*f*”), por ejemplo, Estados Unidos;
- $^f i_{t,k}^{*rf} = \ln(1+^f R_{t,k}^{*rf})$ , donde  $^f R_{t,k}^{*rf}$  denota el rendimiento anualizado en el período  $t$  y con vencimiento  $k$  de un bono denominado en moneda extranjera emitido por el deudor extranjero libre de riesgo de referencia (superíndice “*rf*”) —en general los papeles del Tesoro de Estados Unidos— en su propio mercado financiero.

La prima cambiaria considera el mismo emisor y la misma jurisdicción; sólo las dos monedas son diferentes. Refleja la depreciación o devaluación esperada de la moneda doméstica, más una prima de riesgo: la prima de riesgo cambiaria (o *currency risk premium* en inglés). La Sección II.3 analiza en detalle los determinantes de la prima cambiaria.

Por último, en la literatura, la suma de la prima de riesgo soberano y la prima de jurisdicción suele denominarse prima de riesgo país o simplemente riesgo país (por ejemplo, Schmukler y Servén, 2002; Domowitz *et al.*, 1998; y Frankel, 1992).<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> Los estudios acerca de los determinantes de los *spreads* (de crédito/bono/deuda soberano) de los mercados emergentes (por ej., Uribe y Yue, 2006; Mauro, Sussman y Yafeh, 2002; Arora y Cerisola, 2001; Eichengreen y Mody, 1998; Grandes, 2007) están, en verdad, analizando la suma del *spread* soberano y la prima de la jurisdicción extranjera-internacional en lugar del *spread* soberano solamente. Esto se debe a que utilizamos los *spreads* del índice EMBI de JP Morgan o, de forma similar, calculamos los *spreads* como la diferencia en rendimientos entre los Eurobonos de las economías emergentes y la curva de rendimiento de los papeles del Tesoro de EE.UU. El uso de Eurobonos, emitidos en el mercado internacional, implica que los *spreads* calculados no aíslan de manera completa el *spread* (de crédito) soberano.

## II.2. Midiendo la prima cambiaria: paridad cubierta de tasas de interés

En esencia, la prima cambiaria puede medirse de dos maneras. Por definición, la primera es mediante el diferencial de tasas de interés –o rendimiento– ( $i_{t,k} - i_{t,k}^*$ ), indicado en la ecuación (1). La segunda es mediante la prima a término (o descuento a término), que es igual a la prima cambiaria en virtud de la paridad cubierta de tasas de interés. Optamos por el segundo método porque los tipos de cambio a término de ZAR son fácilmente accesibles en bases de datos como Datastream; en cambio, sería mucho más difícil identificar las dos tasas de interés apropiadas, como explicamos a continuación.

La condición de paridad cubierta de tasas de interés (CIP, por sus siglas en inglés) establece que, en equilibrio, el diferencial de tasas de interés entre dos activos que son idénticos en todos los sentidos (es decir, el mismo vencimiento, el mismo emisor, la misma jurisdicción, etc.) excepto en su moneda de denominación debería ser igual a la prima (o descuento) a término  $fd_{t,k}$ .<sup>8</sup> En términos formales, esta condición de no arbitraje es:

$$(i_{t,k} - i_{t,k}^*) = fd_{t,k}, \quad (2)$$

donde  $i$  e  $i^*$  son tal como se las define en (1),  $fd_{t,k} = (1/k)\ln(F_{t,t+k}/S_t)$ ,  $F_{t,t+k}$  es el tipo de cambio a término (*forward*) para el período  $k$ <sup>9</sup> vigente en el período  $t$ , y  $S_t$  es el tipo de cambio *spot* en idéntico período, ambos expresados en número de unidades de moneda local por unidad de moneda extranjera.

La validez empírica de la condición CIP implica que la prima a término  $fd_{t,k}$  es un indicador apropiado de la prima cambiaria. La evidencia empírica existente sugiere que, por lo general, se cumple la condición CIP si las pruebas se elaboran de manera apropiada.<sup>10</sup> El desafío clave de cualquier prueba empírica radica en encontrar dos activos que sean idénticos en todos los sentidos excepto en su moneda de denominación o, tal como dicen Frenkel y Levich (1975, p.337), “las desviaciones empíricas de la paridad de tasas de interés [...] pueden ser el resultado de analizar un par equivocado [de activos] y, de ese modo, violar el criterio de comparabilidad”. A la luz de estas dificultades, nuestra estrategia

---

<sup>8</sup> Vea Frenkel y Levich (1975), pp. 325-326.

<sup>9</sup>  $k$  se expresa en años.

<sup>10</sup> Vea, por ej., Isard (2006), Taylor (1989), Herring y Marson (1976), Frenkel y Levich (1975).

consiste en no tratar de encontrar el par apropiado de tasas de interés (rendimientos) para construir la prima cambiaria ( $i_{t,k} - i_{t,k}^*$ ) y trabajar, en cambio, con la prima a término  $fd_{t,k}$ , dado que –en virtud de la condición CIP empíricamente validada– sabemos que es igual.

### II.3. Identificando los determinantes de la prima cambiaria

Derivamos los determinantes empíricos de la prima cambiaria de la condición de paridad descubierta de tasas de interés (UIP, por sus siglas en inglés), a la que ajustamos con una prima de riesgo variable en el tiempo. También suponemos que la paridad del poder adquisitivo (PPA) relativa se mantiene a un plazo más largo pero permitimos desviaciones de la PPA a corto plazo.

La condición UIP establece que, en equilibrio y con inversores neutrales al riesgo, la especulación debería asegurar que el diferencial de tasas de interés entre dos activos idénticos en todos los aspectos excepto por su moneda de denominación deberían ser iguales a la depreciación (o apreciación) esperada de la moneda local:

$$(i_{t,k} - i_{t,k}^*) = \Delta s_{t,k}^e, \quad (3)$$

donde  $i$  e  $i^*$  son tal como se definen en (1) y  $\Delta s_{t,k}^e = (1/k) \cdot \ln[E_t(S_{t+k})/S_t]$ .

Sin embargo, la extensiva investigación empírica con una amplia variedad de modelos ha revelado que, en la práctica, la condición UIP no se cumple.<sup>11</sup> Este hallazgo es el célebre (o tristemente célebre) enigma de la prima a término (*forward premium puzzle*). De acuerdo con Isard (2006), la literatura ofrece tres explicaciones diferentes para este enigma. La primera –la existencia de una prima de riesgo– rechaza la condición UIP pero no el supuesto de expectativas racionales. La segunda no requiere el rechazo de la condición UIP ni de las expectativas racionales e incluye explicaciones como el “problema del peso”, el sesgo de simultaneidad, la información incompleta con aprendizaje racional, las profecías autocumplidas o burbujas racionales, y las fricciones del mercado. La tercera abandona la presunción de que los participantes del mercado son plenamente racionales. En este sentido, estudios empíricos recientes apuntan sobre todo a las expectativas hete-

---

<sup>11</sup> Si desea conocer estudios de esta literatura, vea Hodrick (1987), Froot y Thaler (1990), Lewis (1995), y Engel (1996). Específicamente para Sudáfrica, vea Wesso (1999).

rogéneas para explicar el enigma de la prima a término (Sarno y Taylor, 2002, capítulos 2 y 9). Los modelos con expectativas heterogéneas combinadas con una prima de riesgo dentro de un marco de microestructura de mercados parecerían ser la salida más promisoría para la futura investigación sobre el enigma de la prima a término.<sup>12</sup>

Si bien ningún modelo de prima de riesgo con indicadores razonables de aversión al riesgo ha podido generar todavía la variabilidad en las primas de riesgo (realizadas *ex post*) que se observa en los datos, adoptamos la explicación de la prima de riesgo porque la presencia de una prima de riesgo cambiaria (variable en el tiempo) sigue siendo la explicación más intuitiva del incumplimiento de la condición UIP. Si hay aversión al riesgo en los inversores, estos exigirán una compensación por el riesgo de variaciones (inesperadas) del tipo de cambio para que la tenencia de activos denominados en moneda doméstica y de activos denominados en divisas expuestos a los riesgos de depreciación les resulte indiferente.<sup>13</sup> Esta compensación adoptará la forma de una prima de riesgo cambiaria (variable en el tiempo),  $\rho_{t,k}$ , que sumamos a la condición UIP en la ecuación (3):

$$(i_{t,k} - i_{t,k}^*) = \Delta s_{t,k}^e + \rho_{t,k}. \quad (4)$$

Luego suponemos que los inversores forman sus expectativas sobre las variaciones del tipo de cambio nominal,  $\Delta s_{t,k}^e$ , sobre la base de la PPA relativa pero también permitimos desviaciones de la PPA relativa (es decir, variaciones del tipo de cambio real) en el corto y mediano plazo, tal como lo hicieron Flood y Rose (1999):

$$\Delta s_{t,k}^e = \pi_{t,k}^e - \pi_{t,k}^{*e} + \Delta q_{t,k}^e, \quad (5)$$

donde  $\pi_{t,k}^e = (1/k) \cdot \ln(P_{t+k}/P_t)$  es la tasa de inflación esperada en el país de origen,  $\pi_{t,k}^{*e} = (1/k) \cdot \ln(P_{t+k}^*/P_t^*)$  es la tasa de inflación esperada en el país extranjero y  $\Delta q_{t,k}^e = (1/k) \cdot \ln[E_t(q_{t+k})/q_t]$  es la desviación esperada del tipo de cambio nominal respecto de la PPA –es decir, la variación esperada del tipo de cambio real– dentro del horizonte de inversión  $k$ .

<sup>12</sup> Vea, también, por ejemplo, Carlson, Dahl y Osler (2008) o Sarantis (2006).

<sup>13</sup> En los modelos de equilibrio general, por ejemplo, la prima de riesgo cambiaria surge de la combinación de aversión al riesgo y correlación del tipo de cambio con el consumo. En los modelos de precios flexibles, esto requiere la correlación de *shocks* monetarios y de oferta sobre el producto. En los modelos de precios rígidos, la correlación surge endógenamente porque los *shocks* monetarios provocan un cambio en el producto y el consumo (vea, por ejemplo, Obstfeld y Rogoff, 1998; o Engel, 1999).

La ecuación de la prima cambiaria se obtiene sustituyendo la ecuación (5) en la (4) y la ecuación (4) en la (2), suponiendo expectativas racionales y un término de error  $\varepsilon_t$ : con  $E(\varepsilon_t) = 0$

$$fd_{t,k} = (\pi_{t,k}^e - \pi_{t,k}^{*e}) + \Delta q_{t,k}^e + \rho_{t,k} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

La prima cambiaria, medida por la prima a término, en el período  $t$  y con vencimiento  $k$ , es determinada por: (i) la diferencia en la inflación esperada entre el país de origen y el país de la moneda extranjera, (ii) la tasa esperada de depreciación (o apreciación) real de la moneda doméstica y (iii) la prima de riesgo cambiaria, todas dentro del mismo horizonte  $k$ .

### III. Datos y operacionalización de los determinantes

En esta sección analizamos primero la elección y las principales características de la variable a la izquierda de la ecuación (6), la prima cambiaria. Luego, explicamos cómo se operacionaliza el lado derecho de la ecuación (6) (es decir, cómo se identifican las contrapartes observables, o *proxies*, de las variables del lado derecho). Por último, se incluye una breve descripción de la muestra y las fuentes de los datos. El Anexo A proporciona una descripción detallada de los datos utilizados.

#### III.1. La prima cambiaria

Analizaremos la prima cambiaria a 1 mes (CP1M) y la prima cambiaria a 1 año (CP1Y) del rand sudafricano contra el dólar de EE.UU., esencialmente por dos razones. La primera es la disponibilidad de los datos. Por los motivos explicados en la Sección II.2, medimos la prima cambiaria con la prima a término. Datastream, nuestra principal fuente de datos, contiene tipos de cambio a término del rand (ZAR) a 1, 2, 3, 6 y 12 meses y a 2 y 5 años contra el dólar de EE.UU. (USD), la libra esterlina británica (GBP) y el euro (EUR). Sin embargo, los tipos de cambio a término a 2 y 5 años sólo están disponibles desde fines de marzo de 2004 y, para el euro, los restantes vencimientos sólo están disponibles a partir de 1999 en adelante. Las series de tiempo más largas disponibles son los tipos de cambio a término del ZAR a 1, 2, 3, 6 y 12 meses contra el USD y la GBP, a partir del 31 de diciembre de 1996. Al comparar las primas cambiarias ZAR/USD en estos 5 horizontes con las primas cambiarias ZAR/GBP correspondientes, nos

dimos cuenta de que las primas asociadas al USD fueron más elevadas –alrededor de un 20% más altas– que las primas asociadas a la GBP en promedio durante el período diciembre 1996 - abril 2006. Como resultado, decidimos investigar la prima cambiaria del ZAR contra el USD, y hacerlo en los dos extremos del espectro de 1 a 12 meses.

La segunda razón de la utilización de las primas cambiarias a 1 mes y 1 año es su importancia en el extremo corto de la curva de diferenciales totales de tasa de interés (Tabla 1). Desde el inicio de la disponibilidad de los datos, el componente de la prima cambiaria ha sido el más relevante en el extremo corto de la curva de diferenciales totales de tasa de interés. En el vencimiento a 1 año (constante), por ejemplo, representó en promedio el 86% del diferencial total de tasas de interés.<sup>14</sup> A medida que se prolonga el vencimiento, la importancia de la prima cambiaria declina en relación con la prima riesgo país.

El Gráfico 1 muestra algunas características adicionales interesantes de las primas cambiarias en cuatro vencimientos diferentes. Primero, han sido consistentemente positivas en todos los vencimientos. Segundo, las primas cambiarias a 1 mes y 1 año fueron mucho más altas en promedio (813 y 692 puntos básicos en promedio) que sus pares a más largo plazo (410 y 339 puntos básicos para las primas cambiarias con vencimiento en mayo de 2009 y junio de 2017, respectivamente). Tercero, las primas cambiarias a 1 mes y 1 año parecen haberse visto más afectadas que las primas a más largo plazo por las dos crisis del rand, ocurridas en mayo - agosto de 1998 y septiembre - diciembre del 2001.<sup>15</sup> Por último, a diferencia de los hallazgos de Schmukler y Servén (2002) para la Argentina, la curva de las primas cambiarias de Sudáfrica registró una pendiente descendente la mayor parte del tiempo.

---

<sup>14</sup> La muestra de la Tabla 1 se corta en abril de 2006 porque los datos de los eurobonos de Sudáfrica con vencimiento en 2017 no estuvieron disponibles para los autores y el eurobono sudafricano con vencimiento en 2009 fue rescatado.

<sup>15</sup> Para una evaluación de las causas potenciales –que siguen siendo motivo de controversia– así como de las diferentes consecuencias de estas crisis en términos de desempeño económico en Sudáfrica, vea por ejemplo, Bhundia y Ricci (2005) o Aron y Muellbauer (2006).

**Tabla 1 / Sudáfrica: descomposición del diferencial de tasas de interés (TID) contra los Estados Unidos en vencimientos diferentes (en puntos básicos)**

<b>Vencimiento constante a 1 año<sup>(1)</sup></b>					
	Diferencial total de tasas de interés (TID)	Prima cambiaria	Prima de riesgo país		
			% del TID	% del TID	
Promedio Ene. 97 - Abr. 06	790	683	86	107	14
Promedio Abr. 00 - Abr. 06	688	615	89	73	11
Promedio Abr. 05 - Abr. 06	320	271	85	50	15
<b>Para el bono soberano con vencimiento en mayo de 2009<sup>(2)</sup></b>					
	Diferencial total de tasas de interés (TID)	Prima cambiaria <sup>(4)</sup>	Prima de riesgo país <sup>(5)</sup>		
			% del TID	% del TID	
Promedio Ene. 97 - Abr. 06	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Promedio Abr. 00 - Abr. 06	590	396	67	194	33
Promedio Abr. 05 - Abr. 06	322	247	77	75	23
<b>Para el bono soberano con vencimiento en junio de 2017<sup>(3)</sup></b>					
	Diferencial total de tasas de interés (TID)	Prima cambiaria <sup>(4)</sup>	Prima de riesgo país <sup>(5)</sup>		
			% del TID	% del TID	
Promedio Ene. 97 - Abr. 06	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Promedio Abr. 00 - Abr. 06	518	310	60	208	40
Promedio Abr. 05 - Abr. 06	320	229	71	91	29

Notas:

(1) Cálculo basado en la tasa de origen de descuento sudafricana a 12 meses, tasa de vencimiento constante del Tesoro norteamericano a 1 año y la prima a término a 1 año.

(2) Cálculo basado en los rendimientos al vencimiento de los siguientes bonos: interpolación lineal de REP. DE SUDÁFRICA 1994 9,50% con vencimiento el 15/07/07 (R177) y REP. DE SUDÁFRICA 1989 13% con vencimiento el 31/08/09-11 (R153), SUDÁFRICA 1999 9 1/8% con vencimiento el 19/05/09 (Eurobono en USD), e interpolación lineal de la NOTA DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS 5 5/8% con vencimiento el 15/05/08 y la NOTA DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS 6% con vencimiento el 15/08/09.

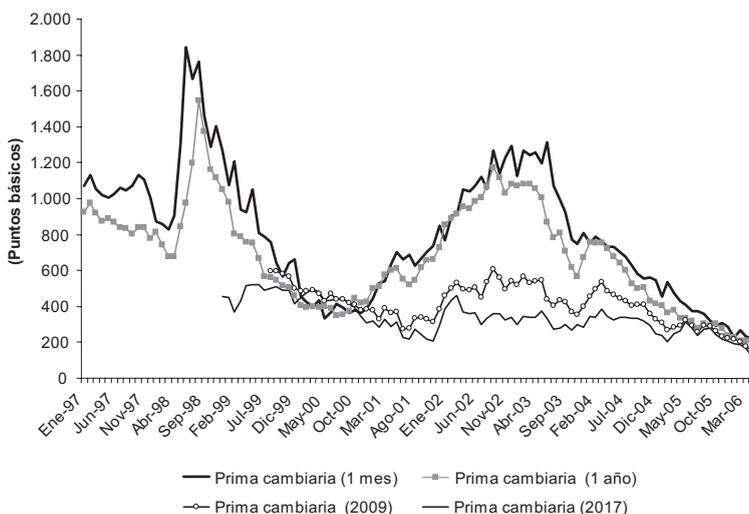
(3) Cálculo basado en los rendimientos al vencimiento de los siguientes bonos: interpolación lineal de REP. DE SUDÁFRICA 1991 13,5% con vencimiento el 15/09/14-16 (R157) y REP. DE SUDÁFRICA 1998 10,5% con vencimiento el 21/12/25-27 (R186), SUDÁFRICA 1997 8 1/2% con vencimiento el 23/06/17 (bono Yankee), e interpolación lineal del BONO DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS 8 3/4% con vencimiento el 15/05/17 y el BONO DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS 8 7/8% con vencimiento el 15/08/17.

(4) En términos estrictos, esta "prima cambiaria" es la suma de la prima cambiaria y la prima de jurisdicción doméstica-internacional (vea la Sección II.1), dadas las explicaciones de las notas (2) y (3).

(5) En términos estrictos, esta "prima riesgo país" es la suma de la prima de riesgo y la prima de jurisdicción doméstica-internacional (vea Sección II.1), dadas las explicaciones de las notas (2) y (3).

Fuente: Thomson Financial Datastream y cálculos de los autores.

**Gráfico 1 / Sudáfrica: prima cambiaria con respecto al dólar norteamericano para cuatro plazos distintos (1997-2007)**



Fuente: en base a datos de Thomson Financial Datastream.

## **III.2. Operacionalización de los determinantes**

### *III.2.a. El diferencial de inflación esperada*

Sobre la base de la conocida teoría de la PPA relativa, el diferencial entre las tasas de inflación esperadas de Sudáfrica y Estados Unidos debería ser un determinante de la variación esperada del tipo de cambio nominal entre sus dos monedas y, en consecuencia, de la prima cambiaria. Además, bajo regímenes de metas de inflación como los de Sudáfrica y Estados Unidos, las tasas de política monetaria se verán impulsadas principalmente por las expectativas de inflación y, por ese motivo, el impacto de la diferencia entre esas tasas de política en la prima cambiaria será controlado por el diferencial de inflación esperada dentro del horizonte relevante. Esperamos un signo positivo en el coeficiente del diferencial de inflación esperada (INFDIFFCPI) en las dos ecuaciones de prima cambiaria. Si la PPA relativa se mantuviera en los horizontes a 1 mes o 1 año analizados (es decir, si la depreciación o apreciación real esperada en ese horizonte de tiempo fuera cero), el coeficiente estimado del diferencial de inflación sería igual a 1.

El siguiente problema a resolver es encontrar indicadores de las expectativas de inflación  $\pi_{t,k}^e$  y  $\pi_{t,k}^{*e}$  que sean comparables, estén disponibles con la frecuencia deseada (mensualmente) y cubran el período que se está investigando. Siempre que exista un conjunto comparable de indicadores de expectativas de inflación entre los países, deberíamos construir dos indicadores del diferencial de inflación esperada (anualizada): uno para el horizonte de 1 mes y el otro para el horizonte de 1 año.

Buscamos primero los relevamientos de las expectativas de inflación en Sudáfrica y en Estados Unidos, que se publican aproximadamente para la misma fecha. Los *Consensus Forecasts* son pronósticos del IPC a un año y tienen frecuencia mensual. Sin embargo, estos datos están disponibles con una frecuencia mensual y para el período de nuestra muestra sólo para los Estados Unidos, no para Sudáfrica. Lamentablemente, otros relevamientos/índices de expectativas de inflación no son comparables entre los dos países.<sup>16</sup>

Dada la falta de indicadores comparables apropiados de las expectativas de inflación, nuestra estrategia consiste en suponer previsión perfecta, que constituye la segunda mejor opción dadas las limitaciones de comparabilidad antes mencionadas.<sup>17</sup> Este supuesto parece ser relativamente inocuo para la inflación, en especial en un régimen de metas de inflación. Arora (2007) documenta que la precisión de los pronósticos de inflación del sector privado con una antelación de hasta

---

<sup>16</sup> El otro relevamiento de expectativas de inflación (IPC) de Estados Unidos es realizado por la Universidad de Michigan y está disponible históricamente con una frecuencia mensual. Sin embargo, se trata de una encuesta al consumidor. Un tercer relevamiento de expectativas de inflación, el de la Reserva Federal de Filadelfia, se realiza consultando a los analistas financieros, economistas y otros expertos en negocios. Se publica con una frecuencia trimestral. En cuanto a Sudáfrica, el Banco de la Reserva de Sudáfrica (SARB) solía publicar un indicador de expectativas de inflación CPIX (en oposición a un IPC minorista) denominado "Business representatives: One year ahead" (código de encabezamiento KBP7118M), pero esta serie fue discontinuada en agosto de 2005. Sobre todo, este indicador no es comparable con el producido por la Universidad de Michigan porque este último se basa en los consumidores y cuantifica la inflación del IPC y no la inflación del CPIX. Tampoco es comparable con el relevamiento de la FED de Filadelfia, dado que este último se mide sobre una base trimestral. El relevamiento (trimestral) de los analistas de BER (Centro de Estudios de la Universidad de Stellenbosch) es el que más se aproxima al relevamiento de la FED de Filadelfia (ambos informan las expectativas de los analistas trimestralmente). El problema es que los dos relevamientos se publican cada tres meses, y nosotros estamos utilizando datos mensuales. Además, la serie de BER empieza en el año 2000, mientras que nuestra muestra comienza en enero de 1997.

<sup>17</sup> Una tercera mejor alternativa consistiría en suponer expectativas "miopes", es decir, suponer sencillamente que el diferencial de inflación esperada el mes siguiente (el año siguiente) será igual al diferencial de inflación observado durante el mes anterior (el año anterior). Pero esto rara vez sería consistente con la teoría moderna de la inflación y con la evidencia empírica para Sudáfrica (vea Arora, 2007).

cuatro trimestres ha sido relativamente buena en Sudáfrica. Desde el 2003, la precisión incluso mejoró de manera notable. Suponer previsión perfecta implica que la tasa de inflación esperada en el período  $t$  con doce meses de anticipación será la tasa real de inflación observada en el período  $t+12$ . Bajo este supuesto, podemos construir un indicador del diferencial de inflación esperada para el año siguiente,  $INFDIFFCPI1Y$ , que se basa en los índices de Precios al Consumidor. De forma análoga, podemos computar un indicador de la tasa de inflación anualizada que se estima que prevalecerá en el mes siguiente,  $INFDIFFCPI1M$ . Tal como veremos más adelante, la serie de tiempo de  $INFDIFFCPI1M$  es demasiado ruidosa y volátil, de manera tal que utilizaremos el adelanto de un mes de  $INFDIFFCPI1Y$  como *proxy* para la tasa de inflación anualizada del mes siguiente. Todos los datos son tomados de *Datastream*. El Gráfico 2 muestra la serie de tiempo de ambos indicadores del diferencial de inflación, junto con los restantes determinantes potenciales que analizaremos en las próximas secciones de este documento.

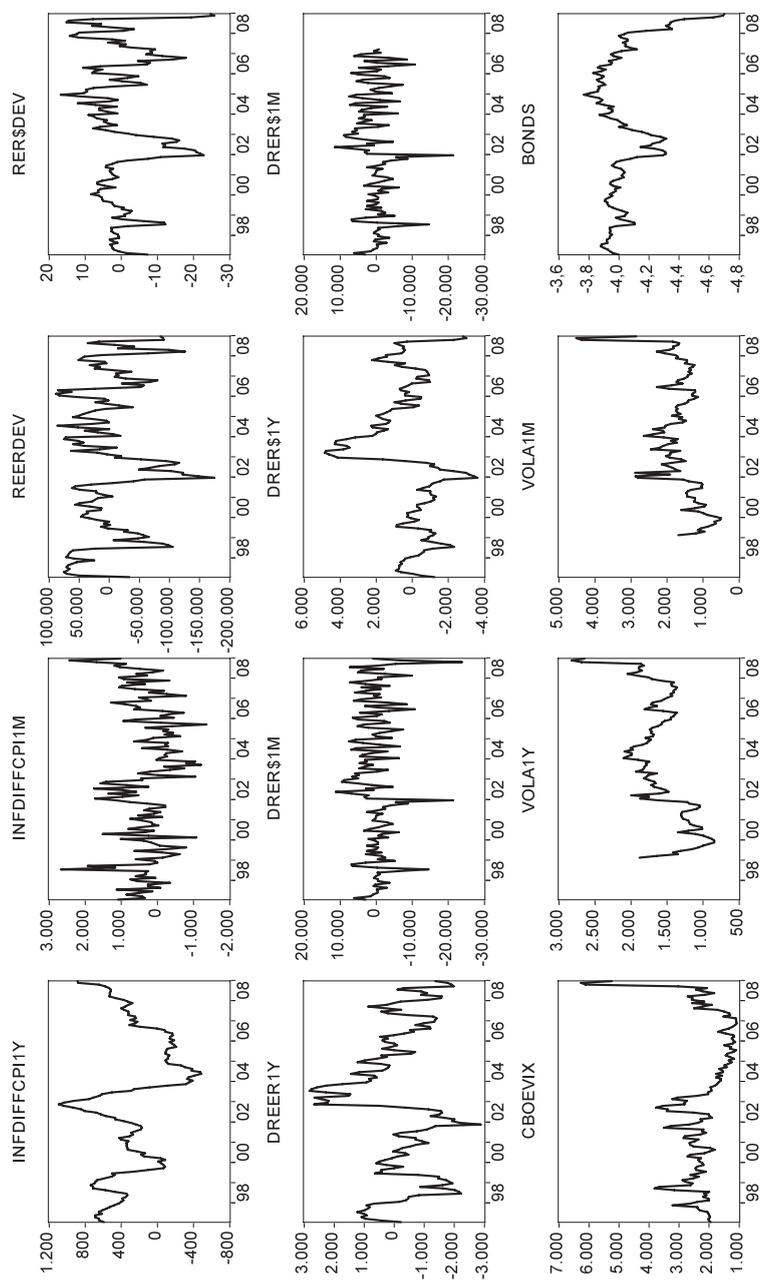
### *III.2.b. Depreciación real esperada*

Utilizamos dos variables diferentes para aproximar las variaciones esperadas del tipo de cambio real o, dicho en términos sencillos, el desalineamiento del tipo de cambio real respecto a un valor de equilibrio: (i) la desviación del tipo de cambio real multilateral (REER) o del tipo de cambio real ZAR-USD (RER\$) de su respectiva tendencia de largo plazo, y (ii) la primera diferencia del tipo de cambio real multilateral o el tipo de cambio real ZAR-USD durante el horizonte relevante (un mes y un año), tal como se usa en Bhundia y Ricci (2005). Téngase en cuenta que la ponderación implícita del RER\$ en REER es de alrededor del 50% y su correlación simple en el período 1997-2008 es 54%. Utilizamos ambos indicadores del tipo de cambio real en nuestras regresiones por razones de robustez.

El desalineamiento del tipo de cambio real multilateral o del tipo de cambio real bilateral rand-dólar respecto de un “valor de equilibrio” es un indicador bien documentado de las variaciones del tipo de cambio futuro y podría, por lo tanto, ser útil para dar forma a las expectativas de depreciación/apreciación de la moneda.

Para construir los dos indicadores del desalineamiento del tipo de cambio real, obtenemos primero la serie del índice REER del Banco de la Reserva de Sudáfrica (SARB, código de encabezamiento KBP5367M). Luego, computamos el tipo de

**Gráfico 2 / Determinantes potenciales de la prima cambiaria (ZAR/USD) de un mes y de un año (1997-2008)**



Nota: todas las variables, excepto los bonos, está expresadas en puntos básicos.  
 Fuente: Datastream, Bloomberg, OECD, South African Reserve Bank, Chicago Board Options Exchange, y cálculos de los autores.

cambio real bilateral ZAR-USD dividiendo el Índice de Precios al Consumidor de Sudáfrica (diciembre de 1996=100) por el producto del tipo de cambio nominal *spot* ZAR-USD y el Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos (diciembre de 1996=100). Un aumento del REER o del RER\$ significa una apreciación real de la moneda.

▪ *Desvío del tipo de cambio real multilateral respecto de su tendencia Hodrik-Prescott de largo plazo:*

Calculamos una aproximación del equilibrio REER y RER\$ aplicando el filtro de Hodrik-Prescott a las series REER y RER\$, determinando el parámetro de suavización apropiado ( $\lambda=14400$ ) durante el período 1997-2008.<sup>18</sup> El REER (RER\$) de “equilibrio” calculado se denomina REERHP (RER\$HP). La desviación porcentual de REER (RER\$) respecto de REERHP (RER\$HP) se denomina REERDEV (RER\$DEV). Cuanto más alto es REERDEV (RER\$DEV) –es decir, cuanto más sobrevaluada está la moneda en términos reales– más alta será la depreciación (real) esperada en el futuro y, por lo tanto, más alta será la prima cambiaria. Y viceversa, cuanto más bajo es REERDEV –es decir, cuanto más subvaluada está la moneda en términos reales– más alta será la apreciación (real) esperada en el futuro y, por consiguiente, más baja será la prima cambiaria. Por lo tanto, esperamos un signo positivo en el coeficiente de REERDEV en ambas ecuaciones de prima cambiaria.

▪ *Primera diferencia de los tipos de cambio real multilateral y bilateral ZAR-USD:*

Tomamos la primera diferencia de las series de tiempo de REER (RER\$) para un horizonte de un mes y un año. Obtenemos las series DREER1M (DRER\$1M, anualizada) y DREER1Y (DRER\$1Y), respectivamente. Esta forma de calcular el grado de desalineamiento de REER (RER\$) supone una tendencia constante del REER (RER\$) o, en otras palabras, que REER (RER\$) revertirá a un valor medio constante a largo plazo. En principio, cuanto mayor es DREER (DRER\$) –es decir, cuanto más sobrevaluada está la moneda en términos reales– mayor será la depreciación (real) esperada en el futuro y, por lo tanto, mayor será también la prima cambiaria. Y viceversa, cuanto menor es DREER (DRER\$) –es decir, cuanto más subvaluada está la moneda en términos reales– más alta será la

---

<sup>18</sup> Corresponde señalar una advertencia: el método del filtro HP para capturar la tendencia de largo plazo es sospechoso cuando una moneda está muy influenciada por los precios de los *commodities*, como ocurre en el caso de Sudáfrica. Si desea una estimación del tipo de cambio real multilateral trimestral de equilibrio de Sudáfrica, vea Macdonald y Ricci (2004) o Frankel (2007). Entre sus determinantes pueden citarse la posición de activos externos netos, los términos de intercambio, el saldo fiscal en términos del PIB y el efecto Balassa-Samuelsen.

apreciación (real) esperada en el futuro y, por consiguiente, más baja será la prima cambiaria. Por lo tanto, esperamos un signo positivo en los coeficientes DREER y DRER\$ en ambas ecuaciones de la prima cambiaria. Sin embargo, no se puede descartar un signo negativo en ambas variables si predomina un efecto de “momento” de corto plazo en los mercados cambiarios, es decir, si la apreciación real del mes (año) anterior conduce a una apreciación adicional en el corto plazo, contrariamente a lo que predecirían los fundamentales. En conclusión, el impacto de DREER y DRER\$ en ambas primas cambiarias podría ser ambiguo. Esto resulta aplicable también a REERDEV y RER\$DEV.

### III.2.c. Prima de riesgo cambiaria $\rho_{t,k}$

Para aproximar la prima de riesgo cambiaria, utilizamos un marco teórico que integra los componentes del precio y la cantidad del riesgo de tipo de cambio. Recurrimos al modelo de Sarantis (2006), pero habilitando dos diferencias importantes: consideramos una aversión al riesgo variable en el tiempo y efectos separados sobre la prima cambiaria de la aversión al riesgo (es decir, el precio del riesgo) y la volatilidad esperada del tipo de cambio (es decir, la cantidad de riesgo).

Suponiendo que la prima de riesgo cambiaria  $\rho_{t,k}$  varía con el tiempo y es no lineal, Sarantis (2006, p. 1171 y p. 1173) muestra que puede expresarse como:

$$\rho_{t,k} = \gamma V_{t+k} c + \gamma V_{t+k} (b - b^* - s)_{t-1},$$

donde  $\gamma$  es una constante que incorpora el coeficiente de aversión al riesgo;  $V_{t+k}$  es la volatilidad implícita del tipo de cambio como indicador de la varianza futura esperada del tipo de cambio;  $c$  es una constante; y  $(b - b^* - s)$  son tenencias privadas relativas de bonos del gobierno domésticos ( $b$ ) y extranjeros ( $b^*$ ), expresados en moneda doméstica al tipo de cambio *spot* ( $s$ ), al finalizar el período anterior. Obsérvese que el indicador de aversión al riesgo  $\gamma$  es constante aquí, tal como ocurre en Flood y Marion (2000) o en otros modelos de equilibrio general de la prima de riesgo cambiaria (vea, por ejemplo, Engel, 1999).

A diferencia de Sarantis (2006) y otros estudios similares, nosotros vamos a suponer una aversión al riesgo variable en el tiempo, es decir  $\gamma_t$ , en línea con otros estudios empíricos sobre *spreads* y primas cambiarias en mercados emergentes (Remolona *et al.*, 2007; Garcia Herrero y Ortiz, 2005; Schmukler y Servén, 2002). Las contrapartes empíricas de las tres variables de la ecuación anterior serán:

(1) CBOEVIX como *proxy* para la aversión al riesgo incorporada a  $\gamma_t$ . Éste es el índice de volatilidad (VIX) de la Bolsa de Opciones de Chicago (CBOE), que mide la volatilidad esperada del mercado bursátil durante los siguientes 30 días. El índice VIX suele utilizarse como indicador a futuro de la aversión al riesgo. Creemos que el índice CBOEVIX es un indicador más preciso de la aversión al riesgo del rand que los *spreads* de EMBI y *spreads* de papeles de alto rendimiento de EE.UU. utilizados por Schmukler y Serven (2002) o Frankel (2007). La razón es que mientras que los dos últimos indicadores son *spreads* de riesgo de crédito y, por lo tanto, incorporan tanto el auténtico riesgo subyacente (es decir, la cantidad de riesgo) como la aversión al riesgo (es decir, el precio del riesgo), el indicador VIX es en esencia un indicador de aversión al riesgo.

(2) VOLA1M o VOLA1Y, volatilidades implícitas a 1 mes y 1 año de los contratos de opciones ZAR/USD, respectivamente, informadas por Bloomberg, como indicadores de las expectativas sobre la volatilidad futura del tipo de cambio,  $V_{t+k}$ . Por lo tanto, mientras que CBOEVIX es nuestro *proxy* para el precio del riesgo cambiario del rand (es decir, la aversión al riesgo del rand), VOLA1M y VOLA1Y miden la cantidad del riesgo cambiario del rand.

(3) VOLA1M\*BONDS y VOLA1Y\*BONDS como *proxy* para  $V_{t+k} (b - b^* - s)$  en los horizontes  $k=1$  mes y  $k=12$  meses, respectivamente, donde BONDS =  $(b - b^* - s) = \ln[B/B^*S]$  y  $S$  es el tipo de cambio *spot* ZAR/USD,  $B$  y  $B^*$  son las tenencias privadas mundiales de los bonos gubernamentales de Sudáfrica y Estados Unidos, respectivamente, tal como fueran informadas en la base de datos de Estadísticas Financieras Internacionales del FMI. Este término captura la no linealidad de la prima de riesgo cambiaria.

El segundo alejamiento respecto del modelo desarrollado por Sarantis (2006) es que permitimos efectos separados de  $\gamma_t$  y  $V_{t+k}$  y dejamos de lado el término  $\gamma_t V_{t+k} (b - b^* - s)$ . La razón es que  $b - b^* - s$  (es decir, BONDS) muestra muy poca variación en relación con  $\gamma_t V_{t+k}$  (vea el Gráfico 2), haciendo entonces que  $\gamma_t V_{t+k} (b - b^* - s)$  (la correlación lineal entre los dos términos  $\gamma_t V_{t+k}$  y  $\gamma_t V_{t+k} (b - b^* - s)$  es cercana a 1) sea redundante.

En resumen, aproximamos la prima de riesgo cambiaria incluyendo  $\gamma_t$  (CBOEVIX),  $V_{t+k}$  (VOLA1M o VOLA1Y), y su interacción  $\gamma_t V_{t+k}$  (CBOEVIX\*VOLA1M/Y) en nuestra regresión. En nuestro ejercicio econométrico, empezaremos por incluir sólo los términos separados y luego probaremos si el término de interacción

CBOEVIX\*VOLA1M/Y y la variable BONDS también están significativamente relacionados con las primas cambiarias.

Si el rand fuera considerado como más riesgoso que el dólar de EE.UU. (de manera tal que la prima de riesgo cambiaria sea positiva), esperaríamos un CBOEVIX más alto (menor apetito por el riesgo) o un VOLA más alto que llevaría a una prima de riesgo cambiaria más alta y, a igualdad de las restantes condiciones, a una prima cambiaria más grande. Desde este punto de vista, esperaríamos que estas variables estén asociadas positivamente con la prima cambiaria (coeficiente positivo).

### **III.3. Muestra**

Trabajamos con datos mensuales, a diferencia de Schumkler y Servén (2002), que utilizan datos diarios. Los datos diarios de prima cambiaria para un país con régimen de tipo de cambio flotante como Sudáfrica son muy ruidosos, y es muy difícil (si no imposible) encontrar datos diarios para las variables explicativas analizadas antes. Empezamos con una muestra de 144 observaciones mensuales para el período enero de 1997 - diciembre de 2008. La falta de datos del mercado a término (WM/Reuters) en Datastream anteriores a 1997 se debe probablemente a las grandes restricciones de la cuenta de capital vigentes hasta 1996.<sup>19</sup> Debido al uso de rezagos (para todas las variables) y adelantos (para nuestra *proxy* del diferencial de inflación esperada a 1 año INFDIFFCPI1Y), a que se evitaron *outliers* extremos a fines de 2008 y al hecho de que VOLA1M y VOLA1Y empiezan recién en febrero de 1999, las muestras para las especificaciones informadas se reducen a 106 observaciones (noviembre de 1999 - agosto de 2008) para la prima cambiaria a 1 mes y 114 observaciones (marzo de 1999 - agosto de 2008) para la prima cambiaria a 1 año.

## **IV. Metodología empírica y resultados**

### **IV.1. Enfoque econométrico**

La estimación de la ecuación (6) podría requerir una especificación empírica que permita algún grado de persistencia y que tome en cuenta posibles desvia-

---

<sup>19</sup> Vea Hviding (2005).

ciones a corto plazo respecto de la relación de equilibrio postulada en la ecuación (6). Por lo tanto, utilizando un enfoque del tipo general a específico à la Hendry, empezamos a partir de una especificación autorregresiva de rezago distribuido (ARDL, por sus siglas en inglés) de orden  $(p,q)$ :

$$Y_t = c + \sum_{j=1}^k \sum_{\tau=0}^q b_{j\tau} X_{j,t-\tau} + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + u_t, \quad (7)$$

donde  $Y_t$  es la prima cambiaria y  $X_j$  son las variables explicativas  $k (= 4)$  descriptas en la Sección III.2 (INFDIFFCPI1Y, REERDEV (RER\$DEV) o DREER (DRER\$), CBOEVIX y VOLA). Después de algunas manipulaciones, (7) puede reescribirse como modelo de corrección de error (o equilibrio) (ECM):<sup>20</sup>

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^k b_{j0} \Delta X_j - \sum_{j=1}^k \sum_{\tau=1}^{q-1} B_{j\tau} \Delta X_{j,t-\tau} - \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \left[ Y_{t-1} - m - \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{j,t-1} \right] + u_t \quad (8)$$

donde  $B_{j\tau} = \sum_{t=2}^q b_{j\tau}$  para todas las variables explicativas  $j = 1, \dots, k$  y todos sus rezagos  $t = 1, \dots, q$ ;  $A_i = \sum_{i=2}^p a_i$  para todos los rezagos  $t$  de la variable dependiente  $i = 1, \dots, p$ ;  $\alpha = (\sum_{i=1}^p a_i) - 1$ ,  $\beta_j = \sum_{\tau=0}^q b_{j\tau}$ ,  $m = c / (-\alpha)$ , y  $\delta_j = \beta_j / (-\alpha)$ . El término entre paréntesis representa la desviación de  $Y$  en el período anterior respecto de su valor de equilibrio a largo plazo  $Y^* = m + \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{j,t-1}$  y  $\alpha$  mide la velocidad del ajuste de  $Y$  hacia este equilibrio. Para que el modelo sea estable,  $\alpha$  debe ser negativo.

La ecuación (8) puede estimarse mediante mínimos cuadrados ordinarios si todas las variables del lado derecho (RHS) son  $I(0)$  (estacionarias) o, si independientemente de su orden de integración, todas las variables de nivel entre paréntesis tienen una tendencia común a largo plazo, como demuestran Pesaran, Shin y Smith (2001) o, si la última prueba no es concluyente y todas o algunas de las variables de nivel entre paréntesis son  $I(1)$  (no estacionarias), si estas variables no estacionarias están cointegradas.<sup>21</sup> Como algunas de las variables de nivel del lado derecho de (8) son no estacionarias,<sup>22</sup> pasamos a probar la presencia de una relación a largo plazo entre estas variables utilizando el procedimiento de contraste con bandas de Pesaran, Shin y Smith (2001). La prueba es en

<sup>20</sup> Un documento de trabajo anterior de este artículo ofrece una demostración formal de esta reescritura.

<sup>21</sup> Vea, por ejemplo, Johnston y DiNardo (1997), pp. 259-265.

<sup>22</sup> Las pruebas de raíz unitaria de Phillips-Perron (PP) y Dickey-Fuller Aumentada (ADF) revelan que casi la mitad de las variables de nivel son no estacionarias (excepto por INFDIFFCPI1Y, VOLA1Y y REERDEV), mientras que todas las variables en primeras diferencias son estacionarias (Tabla B.1 del Anexo).

esencia una prueba-F de significatividad conjunta de las variables de nivel; válida si y sólo si los errores no se correlacionan de manera serial.

Pesaran *et al.* (2001, pp. 309-314), explican cómo proceder con un ejemplo de estimación de la función de ingresos del Reino Unido. El procedimiento de prueba tiene dos pasos: 1) selección del número apropiado de rezagos para el modelo ARDL; 2) prueba de la hipótesis nula ( $H_0$ ): el coeficiente sobre la variable dependiente rezagada y los coeficientes sobre todos los regresores rezagados son cero (es decir, no existe una relación a largo plazo entre las variables de nivel). Ésta es la conocida Prueba-F. Los valores críticos para esta prueba son diferentes de los valores habituales de distribución-F. La Tabla CI(iii) de la página 300 de Pesaran *et al.* (2001) brinda las bandas críticas para nuestra especificación de la ecuación de ARDL (es decir, intercepción irrestricta y sin tendencia) como función del número  $k$  de las variables RHS y el nivel de significatividad.

La Tabla B.2 del Anexo informa los resultados de la prueba de Pesaran, Shin y Smith (2001) para nuestras ecuaciones ARDL de la prima cambiaria a 1 año y a 1 mes, respectivamente, y provee detalles sobre el procedimiento implementado. Utilizamos Eviews 6.0. En la especificación que utiliza las primeras diferencias de los tipos de cambio reales como *proxy* para la tasa de variación esperada en el tipo de cambio real, encontramos una especificación de rezago óptima de rezagos  $p = q = 1$  en la ecuación a 1 año y rezagos  $p = q = 2$  en la ecuación a 1 mes. El procedimiento de prueba de Pesaran, Shin y Smith brinda el estadístico F que sugiere que podemos rechazar la hipótesis nula tanto para la ecuación a 1 año como para la ecuación a 1 mes. En síntesis, parece haber una relación a largo plazo entre las variables de nivel tanto en la ecuación de prima cambiaria a 1 año como en la ecuación a 1 mes. Llegamos a una conclusión similar cuando reemplazamos DREER o DRER\$ por REERDEV y RER\$DEV en la base de los modelos ARDL. Sin embargo, no informamos estos resultados por limitaciones de espacio.

Luego, siguiendo a Johnston y DiNardo (1997), buscamos las reducciones secuenciales de la ecuación estimada a un año ARDL(1,1) y la ecuación estimada a un mes ARDL(2,2) para obtener especificaciones que sean lo más parsimoniosas posible.<sup>23</sup> Informamos las covarianzas y los errores estándar consistentes con la heterocedasticidad de White.

---

<sup>23</sup> Vea Johnston y DiNardo (1997), pp. 276-277. Buscamos grupos de efectos a corto plazo posiblemente redundantes (términos  $\Delta X_{j,t-\tau}$  y  $\Delta Y_{i,t}$ ) utilizando las pruebas F habituales. Si (i) la prueba de las variables

## IV.2. Resultados

Las Tablas 2 y 3 informan las estimaciones de la regresión de MCO para la ecuación de la prima cambiaria a 1 año y la ecuación a 1 mes resultante de este procedimiento de prueba. En ambas tablas, las primeras tres columnas (Modelos 1, 2 y 3) muestran el modelo ARDL( $p,q$ ) completo determinado en el primer paso del procedimiento de contraste con bandas de Pesaran, Shin y Smith (2001) aplicado a dos submuestras (1999-2006, modelo 1; 1999-2008, modelos 2 y 3) con el objetivo de probar la estabilidad de los parámetros y sobre la base de la medición del desalineamiento del tipo de cambio real seleccionado en cada caso (DREER o DRER\$).<sup>24</sup> Las últimas tres columnas muestran la especificación final resultante del procedimiento de reducción secuencial (modelos 4, 5 y 6). Para dar, además, una idea de la robustez de estos resultados a una variación del tamaño de la muestra, las estimaciones de los modelos 4, 5 y 6 se obtienen de la expansión del tamaño de la muestra hasta su máximo posible.

En la **ecuación de la prima cambiaria a 1 año** (Tabla 2), el poder explicativo de las ecuaciones 4 a 6 es relativamente alto y el R cuadrado ajustado se ubica entre 0,49 y 0,52. Los residuos son sometidos a una batería de pruebas convencionales: los residuos tienen una distribución normal; no hay evidencia de correlación serial hasta el orden 12, no hay evidencia de estructura ARCH en sus varianzas y los parámetros estimados parecen razonablemente estables. Además, probamos la presencia de efectos significativos de CBOEVIX\*VOLA1Y y BONDS ( $t-1$ ) considerados individualmente (vea la Sección III.2). Encontramos que estas dos variables son redundantes (ver la Tabla 4).<sup>25</sup>

En la **ecuación de la prima cambiaria a 1 mes** (Tabla 3), el poder explicativo de las ecuaciones 4 a 6 es algo menor que el de la prima cambiaria a 1 año y varía entre 0,38 y 0,5 dependiendo de la especificación del modelo. Los residuos de este modelo son sometidos a la misma batería de pruebas (normalidad, no

---

redundantes no es rechazada, (ii) el R cuadrado ajustado y (iii) el criterio de Akaike se mueven en la dirección "correcta", seguimos con el procedimiento de reducción; de lo contrario, lo interrumpimos. En cada etapa de este proceso de reducción de general a específico, verificamos que el modelo no esté erróneamente especificado, que los residuos se comporten bien y que los parámetros estimados sean razonablemente estables.

<sup>24</sup> El Modelo 1 fue el modelo de base informado en un documento de trabajo anterior de este artículo. Utilizó sólo el desalineamiento en el tipo de cambio real multilateral (DREER).

<sup>25</sup> El Modelo 6 de la Tabla 2 sufre alguna correlación serial significativa de orden 1. Cuando corregimos esta última incluyendo un término AR(1) en la ecuación, los parámetros estimados resultan robustos. Estos resultados están disponibles por pedido a los autores.

Tabla 2 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 año en Sudáfrica

Variable dependiente	Modelo ARDL(1,1) completo		Modelo ARDL(1,1) completo utilizando RER de ZAR-USD		Modelo ARDL(1,1) reducido		Modelo ARDL(1,1) reducido utilizando RER de ZAR-USD	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6	MODELO 5	MODELO 6
<b>Coefficientes a largo plazo:</b>								
Constante	-177,624*** (38,896)	-133,86*** (27,29)	-143,65*** (27,68)	-188,64*** (36,559)	-142,38*** (27,99)	-148,19*** (28,23)	-142,38*** (27,99)	-148,19*** (28,23)
CP1Y (t-1)	-0,098*** (0,036)	-0,092*** (0,025)	-0,098*** (0,027)	-0,097*** (0,031)	-0,101*** (0,024)	-0,103*** (0,026)	-0,101*** (0,024)	-0,103*** (0,026)
INFDIFFCP1Y (t+11)	0,043* (0,024)	0,031** (0,014)	0,042*** (0,012)	0,060*** (0,022)	0,04*** (0,013)	0,047*** (0,0118)	0,04*** (0,013)	0,047*** (0,0118)
DREER1Y (t-1)	-0,006 (0,005)	-0,007* (0,004)		-0,002 (0,004)	-0,002 (0,004)		-0,002 (0,004)	
DRER\$1Y (t-1)				-0,002 (0,003)				-0,001 (0,0028)
CBOEVIX (t-1)	0,050*** (0,012)	0,039*** (0,0086)	0,041*** (0,0089)	0,049*** (0,012)	0,039*** (0,009)	0,04*** (0,009)	0,039*** (0,009)	0,04*** (0,009)
VOLA1Y (t-1)	0,078*** (0,021)	0,066*** (0,0156)	0,0717*** (0,016)	0,083*** (0,019)	0,072*** (0,0155)	0,075*** (0,015)	0,072*** (0,0155)	0,075*** (0,015)
<b>Coefficientes a corto plazo:</b>								
$\Delta$ INFDIFFCP1Y (t+12)	-0,060 (0,060)	-0,002 (0,044)	-0,0078 (0,047)					
$\Delta$ DREER1Y (t)	-0,020** (0,008)	-0,0058 (0,0089)		-0,019** (0,008)			-0,0044 (0,0079)	

**Tabla 2 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 año en Sudáfrica (continuación)**

	Modelo ARDL(1,1) completo		Modelo ARDL(1,1) completo utilizando RER de ZAR-USD		Modelo reducido utilizando RER de ZAR-USD	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6
Variable dependiente	$\Delta$ CP1Y (t)	$\Delta$ CP1Y (t)	$\Delta$ CP1Y (t)	$\Delta$ CP1Y (t)	$\Delta$ CP1Y (t)	$\Delta$ CP1Y (t)
<b>Coefficientes a corto plazo:</b>						
$\Delta$ RER\$1Y (t)			-0,006 (0,007)			-0,006 (0,007)
$\Delta$ CBOEVIX (t)	0,047*** (0,011)	0,0452*** (0,011)	0,047*** (0,0102)	0,051*** (0,012)	0,049*** (0,011)	0,05*** (0,01)
$\Delta$ VOLAT1Y (t)	0,090* (0,048)	0,1078** (0,0455)	0,103** (0,042)	0,107** (0,042)	0,127*** (0,042)	0,117*** (0,039)
Observaciones	77	106	106	86	114	114
R <sup>2</sup> ajustado	0,51	0,47	0,47	0,52	0,49	0,49
D. E. de la regresión	30,95	30,91	31,10	31,15	31,45	31,45
VALOR P Breusch-Godfrey $\chi^2(4)$	0,80	0,2067	0,102	0,75	0,15	0,07(1)
Valor p Breusch-Godfrey $\chi^2(12)$	0,30	0,2076	0,145	0,43	0,08	0,053(1)
Estadístico F	9,69***	11,63***	11,36***	12,58***	14,85***	14,84***

Notas: Se utilizan errores estándar consistentes con la heterocedasticidad de White en todas las regresiones; los errores estándar están entre paréntesis; \*\*\*, \*\*, \* denotan la significatividad a los niveles de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

(1) Observamos que hay una cierta correlación de orden 1 en el MODELO 6 al nivel del 5%. Cuando corregimos eso incluyendo un término AR(1) en el modelo respectivo, los coeficientes estimados del modelo se tornaron robustos. Estos resultados así como el archivo EViews original están disponibles a pedido.

Tabla 3 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 mes en Sudáfrica

Variable dependiente	Modelo ARDL(2,2) completo		Modelo ARDL(2,2) completo utilizando RER de USD-ZAR		Modelo reducido utilizando el RER bilateral USD-ZAR	
	1999(11)-2006(06)	1999(11)-2008(08)	1999(11)-2008(08)	1999(04)-2006(06)	1999(04)-2008(08)	1999(04)-2008(08)
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6
	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)
<b>Coefficientes a largo plazos:</b>						
Constante	-118,82*** (32,38)	-87,36*** (24,83)	-107,45*** (26,34)	-111,84*** (28,53)	-89,40*** (23,64)	-102,92*** (25,47)
CP1M (t-1)	-0,113*** (0,032)	-0,12*** (0,027)	-0,151 (0,031)	-0,121*** (0,029)	-0,142*** (0,027)	-0,1633*** (0,03)
INFDIFFCP1Y (t)	0,040* (0,024)	0,059*** (0,017)	0,052*** (0,018)	0,047** (0,021)	0,06*** (0,016)	0,0574*** (0,0161)
DREER1M (t-1)	0,003 (0,003)	0,000248 (0,0017)		0,003 (0,002)	0,0007 (0,0017)	
DRER\$1(t-1)			0,003* (0,0019)			0,0026* (0,0015)
CBOEVIX (t-1)	0,048*** (0,015)	0,037*** (0,001)	0,049*** (0,011)	0,044*** (0,013)	0,039*** (0,009)	0,0475*** (0,0108)
VOLA1M (t-1)	0,051*** (0,017)	0,050*** (0,0157)	0,059*** (0,016)	0,053*** (0,015)	0,057*** (0,0140)	0,0636*** (0,0147)

Tabla 3 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 mes en Sudáfrica (continuación)

Variable dependiente	Modelo ARDL(2,2) completo		Modelo ARDL(2,2) completo utilizando RER de USD-ZAR		Modelo reducido utilizando el RER bilateral USD-ZAR	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6
	$\Delta CP1M (t)$	$\Delta CP1M (t)$	$\Delta CP1M (t)$	$\Delta CP1M (t)$	$\Delta CP1M (t)$	$\Delta CP1M (t)$
<b>Coefficientes a corto plazo:</b>						
$\Delta CP1M (t-1)$	0,015 (0,129)	-0,0019 (0,094)	-0,003 (0,088)			
$\Delta INFDIFFCP1Y (t+1)$	0,066 (0,087)	0,133** (0,067)	0,131 (0,066)**			
$\Delta INFDIFFCP1Y (t)$	0,188* (0,096)	0,021 (0,056)	0,0321 (0,053)	0,204*** (0,063)	0,079 (0,053)	0,08 (0,051)
$\Delta DREER1M (t)$	0,001 (0,002)	-0,0007 (0,0009)				
$\Delta DREER1M (t-1)$	-0,001 (0,002)	-0,0005 (0,0014)		-0,001 (0,002)	-0,001 (0,0014)	
$\Delta DRER\$1 (t)$			0,0009 (0,0012)			
$\Delta DRER\$1 (t-1)$			-0,0017* (0,0009)			-0,0014* (0,0009)

**Tabla 3 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 mes en Sudáfrica (continuación)**

Variable dependiente	Modelo ARDL(2,2) completo		Modelo ARDL(2,2) completo utilizando RER de USD-ZAR		Modelo reducido utilizando el RER bilateral USD-ZAR	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6
	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)	$\Delta$ CP1M (t)
<b>Coefficientes a corto plazo:</b>						
$\Delta$ CBOEVIX (t)	0,013 (0,018)	0,019** (0,001)	0,023** (0,01)			
$\Delta$ CBOEVIX (t-1)	-0,035 (0,022)	-0,0337** (0,015)	-0,044** (0,015)	-0,032 (0,020)	-0,033** (0,0145)	-0,0421** (0,0145)
$\Delta$ VOLA1M (t)	0,063*** (0,020)	0,027 (0,0227)	0,0304 (0,0196)	0,065*** (0,016)	0,033 (0,02)	0,0324** (0,0161)
$\Delta$ VOLA1M (t-1)	-0,055*** (0,020)	-0,028 (0,0206)	-0,037** (0,0178)	-0,049*** (0,017)	-0,030 (0,0198)	-0,0364** (0,0158)
Observaciones	80	105	105	87	113	113
R Cuadrado ajustado	0,47	0,36	0,38	0,50	0,38	0,4
D. E. de la regresión	38,98	39,38	38,63	40,67	40,73	40,27
Valor p Breusch-Godfrey	0,85	0,84	0,637	0,66	0,90	0,63
$\chi^2(4)$						
Valor p Breusch-Godfrey	0,23		0,35	0,79	0,81	0,34
$\chi^2(12)$		0,29				
Estadístico F	6,02***	5,22***	5,68***	9,46***	8,01***	8,51***

Notas: se utilizan errores estándar consistentes con la heterocedasticidad de White en todas las regresiones los errores estándar están entre paréntesis. \*\*\*, \*\*, \* denotan la significatividad a los niveles de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

**Tabla 4 / Pruebas de variables omitidas aplicadas a los modelos estimados reducidos: CBOEVIX\*VOLA1Y\_ y BONDS**

<b>Modelo 5</b>			
Variables omitidas: CBOEVIX*VOLA1Y( $t-1$ ) D(CBOEVIX*VOLA1Y)			
BONDS( $t-1$ ) D(BONDS)			
Estadístico F	0,885516	Prob. F(4,101)	0,4755
Ratio de <i>log likelihood</i>	3,929467	Prob. Chi-Cuadrado (4)	0,4156

<b>Modelo 6</b>			
Variables omitidas: CBOEVIX*VOLA1Y( $t-1$ ) D(CBOEVIX*VOLA1Y)			
BONDS( $t-1$ ) D(BONDS)			
Estadístico F	1,508510	Prob. F(4,101)	0,2053
Ratio de <i>log likelihood</i>	6,615011	Prob. Chi-Cuadrado (4)	0,1577

Conclusión: no hay un impacto conjunto significativo del término de interacción y la variable BONDS. Podemos ignorar con seguridad estas variables en la ecuación a un año.

hay correlación serial hasta el orden 12, no hay estructura ARCH en los residuos ni inestabilidad de los parámetros). Además, probamos la presencia de efectos significativos de CBOEVIX\*VOLA1M y BONDS ( $t-1$ ) considerados individualmente (vea la Sección III.2). Concluimos que estas dos variables son redundantes en los modelos 4 y 5 pero no en el modelo 6, en el que se incluye el tipo de cambio real bilateral ZAR-USD (ver la Tabla 5). Una versión estimada del modelo 6 que incluye esas dos variables brinda estimaciones robustas de los parámetros excepto para el asociado con INFDIFFCPI1Y ( $t-1$ ). Como resultado, la prima cambiaria a un mes del modelo reducido que utiliza el desalineamiento del tipo de cambio real rand-dólar depende positivamente de manera no lineal de CBOEVIX y VOLA1M y negativamente de BONDS, es decir, un menor nivel de deuda del gobierno sudafricano en relación con la del gobierno norteamericano genera una prima a término más baja.

En general, los resultados muestran que las primas cambiarias a 1 mes y 1 año son impulsadas por movimientos de largo plazo del diferencial de inflación esperada entre Sudáfrica y Estados Unidos, por la aversión al riesgo (como *proxy* para el precio del riesgo cambiario del rand) y por la volatilidad esperada del tipo de cambio ZAR/USD (cantidad de riesgo cambiario del rand). Hay evidencia mixta respecto

**Tabla 5 / Pruebas de variables omitidas aplicadas a los modelos estimados reducidos: CBOEVIX\*VOLA\_ y BONDS**

<b>Modelo 5</b>			
Variables omitidas: CBOEVIX*VOLA1M(t-1) D(CBOEVIX*VOLA1M)			
D(CBOEVIX*VOLA1M(-1)) BONDS(t-1) D(BONDS) D(BONDS(t-1))			
Estadístico F	1,672198	Prob. F(6,96)	0,1361
Ratio de <i>log likelihood</i>	11,23265	Prob. Chi-Cuadrado (6)	0,0814
<b>Modelo 6</b>			
Variables omitidas: CBOEVIX*VOLA1M(t-1) D(CBOEVIX*VOLA1M)			
D(CBOEVIX*VOLA1M(-1)) BONDS(t-1) D(BONDS) D(BONDS(t-1))			
Estadístico F	1,929683	Prob. F(6,95)	0,0838
Ratio de <i>log likelihood</i>	12,88013	Prob. Chi-Cuadrado (6)	0,0450

Conclusión: no hay un impacto significativo conjunto del término de interacción y la variable BONDS en el modelo 5 (o aceptación de la hipótesis nula). Sin embargo, rechazamos la nula en el modelo 6 al nivel del 10% de acuerdo con la prueba F y al nivel del 5% de acuerdo con la prueba de *log likelihood*.

de los efectos significativos de los desalineamientos de los tipos de cambio real multilateral o bilateral ZAR-USD en ambas primas cambiarias en cualquiera de las dos variantes (fundamentales *versus* efectos de “momento” de corto plazo).

El primer hallazgo importante es que el diferencial de inflación del IPC esperado entre Sudáfrica y Estados Unidos (suponiendo previsión perfecta) tiene un impacto de largo plazo muy significativo y positivo tanto estadística como económicamente en ambas primas cambiarias. Recordemos que los impactos de largo plazo son iguales a  $-(\beta_j/\alpha)$  en la ecuación (8). Encontramos que un aumento de 100 puntos básicos en INFDIFFCPI1Y empuja hacia arriba a la prima a 1 año (CP1Y) en 40 a 62 puntos básicos y aumenta la prima cambiaria a 1 mes (CP1M) en 35 a 42 puntos básicos, dependiendo del tamaño de la muestra y del tipo de cambio real seleccionado. En términos estadísticos, el impacto a largo plazo sobre la prima a 1 año (0,62, el más alto) no es muy diferente de 1, mientras que el impacto en la prima a 1 mes (0,42) sí lo es. En otras palabras, el *pass-through* de la inflación a la prima cambiaria es casi uno a uno en el vencimiento a 1 año, pero es significativamente menor a uno en el vencimiento a 1 mes. Este hallazgo es consistente con el cumplimiento de la PPA relativa a mediano (y más largo) plazo pero no a corto plazo.

En términos estadísticos y económicos, la volatilidad esperada del tipo de cambio ZAR/USD (VOLA1M/Y) –nuestro indicador de la cantidad de riesgo cambiario– es incluso un determinante más significativo tanto de la prima cambiaria a 1 mes como a 1 año. Un aumento de 100 puntos básicos en VOLA1Y eleva la prima cambiaria a 1 año entre 72 y 85 puntos básicos, mientras que un cambio similar en VOLA1M eleva la prima a 1 mes ligeramente por encima de la mitad de esa cifra (39 a 44 puntos básicos).

Nuestro *proxy* para la aversión al riesgo cambiario (CBOEVIX) es el tercer determinante muy significativo de ambas primas. El impacto es ligeramente más importante en la prima a 1 año que en la prima a 1 mes. Un aumento de 100 puntos básicos en CBOEVIX genera un incremento de 40-50 puntos básicos en la prima a 1 año y de 27-37 puntos básicos en la prima a 1 mes, una vez más dependiendo de la especificación del modelo.

Por último, no encontramos un efecto a largo plazo con significatividad estadística de nuestros indicadores preferidos del desalineamiento del tipo de cambio real, DREER y DRER\$ en la prima cambiaria a 1 año. Sin embargo, encontramos un coeficiente negativo y significativo –de un nivel del 5%– en la primera diferencia de DREER1Y. En cuanto a la ecuación a 1 mes, si bien encontramos un efecto positivo y sin significatividad de DREER1M en la prima a 1 mes, obtenemos una estimación positiva y significativa de DRER\$1M y una estimación negativa y significativa –de un nivel del 10%– de su primera diferencia con un rezago de un período. En síntesis, parece haber evidencia que respalda tanto un efecto de “momento” en ambas primas cambiarias independientemente del tipo de cambio elegido como un impacto más débil y positivo (impulsado por los fundamentales) del desvío de RER\$ respecto de la media de largo plazo en la prima a 1 mes.

La falta de significatividad de DREER1Y en nivel (y también de REERDEV, no informada en este documento) en la ecuación de la prima cambiaria a 1 año puede ser resultado de una correlación lineal alta (-0,66) entre la variable del diferencial de inflación INFDIFFCPI1Y en  $t+11$  y DREER1Y en  $t-1$ . Una interpretación de este resultado es que, dado el alto *pass-through* del diferencial de inflación (esperada) a la depreciación nominal (esperada) y la prima cambiaria (casi uno a uno para la prima cambiaria a 1 año), no es posible obtener información adicional observando los movimientos del tipo de cambio real en un horizonte de un año.

## V. Conclusiones

Para muchas economías emergentes, la prima cambiaria suele ser el componente más importante del diferencial entre las tasas de interés domésticas e internacionales. Utilizando el caso de Sudáfrica –una economía emergente con un régimen de tipo de cambio flexible y series de datos disponibles lo suficientemente largas– este documento ofrece una descomposición del diferencial de tasa de interés rand-dólar de EE.UU. en prima cambiaria y prima de riesgo país. Luego analiza los determinantes de la prima cambiaria entre el rand y el dólar de EE.UU. a 1 mes y a 1 año para el período 1997-2008 (en realidad, 1999-2008 debido a algunas limitaciones en las variables y a los adelantos y rezagos de las ecuaciones econométricas).

La descomposición del diferencial de tasa de interés rand-dólar de EE.UU. durante el período 1997-2006 revela que la prima cambiaria ha sido, en promedio, el componente dominante en toda la curva de diferenciales de tasas de interés, en especial en el extremo corto. Por ejemplo, en el horizonte a un año, representó en promedio más del 80% del diferencial total de tasas de interés. En el extremo largo (más de 10 años), siguió representando alrededor del 60%.

Utilizando observaciones mensuales y técnicas de series de tiempo, estimamos los impactos a corto plazo y largo plazo de los determinantes teóricos en las primas cambiarias a 1 mes y 1 año. Estos determinantes son variables relacionados con tres factores que afectan a la prima cambiaria: (i) el diferencial de inflación esperada entre el país de origen (Sudáfrica) y el país de la moneda extranjera (Estados Unidos), (ii) la tasa esperada de depreciación (o apreciación) real de la moneda doméstica y (iii) la prima de riesgo cambiario.

Los resultados indican que las primas cambiarias rand-dólar de EE.UU. a 1 mes y 1 año se ven impulsadas por (i) movimientos de largo plazo en el diferencial de inflación esperada del IPC entre Sudáfrica y Estados Unidos, (ii) la aversión al riesgo variable en el tiempo, nuestra *proxy* para el precio del riesgo cambiario del rand, y (iii) la volatilidad implícita derivada de las opciones cambiarias rand-dólar de EE.UU. aproximada para la volatilidad esperada del tipo de cambio futuro, que mide la cantidad de riesgo cambiario del rand. Nuestros indicadores para la variación esperada en el tipo de cambio real multilateral o los tipos de cambio bilaterales ZAR/USD del rand proporcionan resultados mixtos dado que hay evidencia que favorece el efecto de “momento” de las variaciones de los tipos de

cambio reales respecto de sus valores de equilibrio en ambos horizontes y una evidencia (más débil) de un efecto de nivel de los desvíos de REER respecto de su tendencia a largo plazo en la prima cambiaria a 1 año.

Nuestros resultados confirman la importancia de la política monetaria para determinar la prima cambiaria y, por lo tanto, las tasas de interés domésticas de Sudáfrica. Sugieren que una política monetaria orientada a generar baja inflación y tipos de cambio estables puede reducir de forma significativa el componente de la prima cambiaria de las tasas de interés domésticas. En realidad, tal como fuera documentado por Grandes y Pinaud (2005), el marco de política monetaria y cambiaria fue favorable y llevó a mayores ventas que compras de contratos a término sobre el dólar del Banco de la Reserva de Sudáfrica en 2003, al cierre de su Posición a Término Neta Abierta (NOFP, por sus siglas en inglés) en 2004 y a la subsiguiente acumulación de reservas desde entonces. Como resultado, la prima cambiaria ha declinado y la volatilidad del tipo de cambio se ha visto menos afectada por los factores domésticos que por los factores globales, a diferencia de lo que ocurrió en la década de 1990 y hasta el 2001. Lamentablemente, los resultados también muestran que una moneda de un mercado emergente como el sudafricano puede verse muy expuesta a los caprichos de la aversión al riesgo o a la percepción de los inversores respecto de los activos más riesgosos.

## Referencias

**Aron, Janine y John Muellbauer (2006)**, “Review of Monetary Policy in South Africa Since 1994”, Documento de Trabajo N° 7 de CSAE (Universidad de Oxford: Centro para el Estudio de las Economías Africanas).

**Arora, Vivek (2007)**, “Monetary Policy Transparency and Financial Market Forecasts in South Africa”, Documento de Trabajo del FMI N° 123 (Washington D.C.: Fondo Monetario Internacional).

**Arora, Vivek y Martin Cerisola (2001)**, “How Does U.S. Monetary Policy Influence Sovereign Spreads in Emerging Markets”, Documentos del Staff del FMI, Vol. 48 (3), pp. 474-498.

**Bhundia, Ashok L. y Luca A. Ricci (2005)**, “The Rand Crises of 1998 and 2001: What Have We Learned?”, en *Post Apartheid South Africa: The First Ten Years*, ed. por Michael Nowak y Luca A. Ricci (Washington D.C.: Fondo Monetario Internacional), pp. 156-173.

**Bolsa de Opciones de Chicago (2003)**, VIX® CBOE Volatility Index (“White Paper”), disponible en: <http://www.cboe.com/micro/vix/vixwhite.pdf>.

**Calvo, G. y C. Reinhart (2002)**, “Fear of Floating”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), pp. 379-408.

**Carlson, John A., Christian Dahl y Carol L. Osler (2008)**, “Short-Run Exchange-Rate Dynamics: Theory and Evidence”, Documento de Investigación de CRE-ATES 2008-1, disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1148125>.

**Cline, William R. y J. S. Barnes (1997)**, “Spreads and Risk in Emerging Markets Lending”, Documento de Investigación del IIF N° 1 (Washington D.C.: Institute of International Finance).

**Diaz Weigel, Diana y Gordon Gemmil (2006)**, “What drives credit risk in emerging markets? The roles of country fundamentals and market co-movements”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25 (3), pp. 476-502.

**Domowitz, Ian, Jack Glen y Ananth Madhavan (1998)**, "Country and Currency Risk Premia in an Emerging Market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 33 (2), pp. 189-216.

**Dooley, Michael y Peter Isard (1980)**, "Capital Controls, Political Risk and Deviations from Interest-Rate Parity", *Journal of Political Economy*, Vol. 88 (2), pp. 370-384.

**Durbin, E. y D. T. Ng (2005)**, "The Sovereign Ceiling and Emerging Market Corporate Bond Spreads". *Journal of International Money and Finance*, 24 (4), pp. 631-649.

**Edwards, Sebastian (1984)**, "LDC Foreign Borrowing and Default Risk: An Empirical Investigation, 1976-80", *American Economic Review*, Vol. 74 (4), pp. 726-734.

**Edwards, Sebastian (1986)**, "The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing", *European Economic Review*, Vol. 30, pp. 565-589.

**Eichengreen, Barry y Ricardo Hausmann (1999)**, "Exchange Rates and Financial Fragility", Documento de Trabajo de NBER N° 7418 (Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research).

**Eichengreen, Barry y Ashoka Mody (1998)**, "What Explains Changing Spreads on Emerging-Market Debt? Fundamentals or Market Sentiment?", Documento de Trabajo de NBER N°6408 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).

**Engel, Charles (1996)**, "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3 (2), pp. 123-192.

**Engel, Charles (1999)**, "On the Foreign-Exchange Risk Premium in Sticky-Price General Equilibrium Models", en *International Finance and Financial Crises: Essays in Honor of Robert P. Flood*, ed. por Peter Isard, Assaf Razin y Andrew K. Rose (Washington and Boston: FMI y Kluwer), pp. 71-85.

**Ferrucci, Gianluigi (2003)**, "The empirical determinants of emerging economies' sovereign bond spreads", Documento de Trabajo del Banco de Inglaterra N° 205 (Londres: Banco de Inglaterra).

**Flood, R. P. y Nancy P. Marion (2000)**, "Self-fulfilling risk predictions: an application to speculative attacks", *Journal of International Economics*, Vol. 50, pp. 245-268.

**Flood, Robert P. y Andrew K. Rose (1999)**, "Understanding Exchange Rate Volatility Without the Contrivance of Macroeconomics", *Economic Journal*, Vol. 109, pp. F660-F672.

**Frankel, Jeffrey A. (1989)**, "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s", Documento de Trabajo de NBER N° 2856 (Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research).

**Frankel, Jeffrey A. (1991)**, "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s", en *National Saving and Economic Performance*, ed. por B. Douglas Berheim y John B. Shoven. Chicago: University of Chicago Press, pp. 227-260.

**Frankel, Jeffrey A. (1992)**, "Measuring International Capital Mobility: A Review", *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 82 (2), pp. 197-202.

**Frankel, Jeffrey A. (2007)**, "On the Rand: Determinants of the South African Exchange Rate", *South African Journal of Economics*, Economic Society of South Africa, vol. 75 (3), pp. 425-441.

**Frankel, Jeffrey A. y Jumana Poonawala (2010)**, "The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased than in Major Currencies", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29, pp. 585-598.

**Frenkel, Jacob A. y Richard M. Levich (1975)**, "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?", *Journal of Political Economy*, Vol. 83 (2), pp. 325-338.

**Froot, Kenneth A. y Richard H. Thaler (1990)**, "Anomalies: Foreign Exchange", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4 (3), pp. 179-192.

**García Herrero, A. y A. Ortiz (2005)**, "The Role of Global Risk Aversion in Explaining Latin American Sovereign Spreads", *International Finance*, marzo.

**Giavazzi, Francesco y Marco Pagano (1988)**, “Capital Controls and the European Monetary System”, en *International Monetary and Financial Integration - The European Dimension*, ed. por D.E. Fair y C. de Boisseu (Dordrecht, Holanda: Martinus Nijhoff Publishers).

**Grandes, Martin y Nicolas Pinaud (2005)**, “Reducing Capital Cost in Southern Africa”. OECD Development Centre Studies: Paris.

**Grandes, Martin (2007)**, “The Determinants of Sovereign Bond Spreads: Theory and Facts From Latin America”, *Cuadernos de Economía*, Vol. 44 (130), pp. 151-181.

**Hausmann, Ricardo, Ugo Panizza y Ernesto Stein (2001)**, “Why do countries float the way they float?”, *Journal of Development Economics*, Vol. 66 (2), pp. 387-414.

**Herring, Richard J. y Richard C. Marson (1976)**, “The Forward Market and Interest Rates in the Eurocurrency and National Money Markets”, en *Eurocurrencies and the International Monetary System*, ed. por C.H. Stern, J.H. Makin y D.E. Logue (Washington: American Enterprise Institute), pp. 139-163.

**Hodrick, Robert J. (1987)**, *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets* (Chur: Harwood Academic Publishers).

**Hviding, Ketil (2005)**, “Liberalizing Trade and Capital Transactions: An Overview”, en *Post Apartheid South Africa: The First Ten Years*, ed. by Michael Nowak y Luca A. Ricci (Washington D.C.: Fondo Monetario Internacional), pp. 133-141.

**Isard, Meter (2006)**, “Uncovered Interest Parity”, Documento de Trabajo del FMI N° 96 (Próximo a publicarse en Palgrave Dictionary of Economics) (Washington D.C.: Fondo Monetario Internacional).

**Johnston, Jack y John DiNardo (1997)**, *Econometric Methods* (New York: McGraw-Hill, 4ta. ed.).

**Kamin, Steven B. y Karsten Von Kleist (1999)**, “The Evolution and Determination of Emerging Market Credit Spread in the 1990s”, Documento de Trabajo del BPI N° 68 (Basilea: Banco de Pagos Internacionales).

**Kumhof, Michael (2001)**, “International Capital Mobility in Emerging Markets: New Evidence from Daily Data”, *Review of International Economics*, Vol. 9 (4), pp. 626-640.

**Lewis, Karen (1995)**, “Chapter 37: Puzzles in International Financial Markets”, en *Handbook of International Economics*, Vol. III, ed. por Gene Grossman y Kenneth Rogoff (North-Holland: Elsevier), pp. 1913-1971.

**Lowenkron, Alexandre y Marcio G. P. Garcia (2005)**, “Cousin Risks: The Extent and the Causes of Positive Correlation between Country and Currency Risks”, *Textos para discussão*, 507, Departamento de Economía, PUC-Rio.

**Macdonald, Ronald y Luca Antonio Ricci (2004)**, “Estimation Of The Equilibrium Real Exchange Rate For South Africa”, *South African Journal of Economics*, Economic Society of South Africa, Vol. 72 (2), pp 282-304.

**Mauro, Paolo, Nathan Sussman y Yishay Yafeh (2002)**, “Emerging Market Spreads: Then Versus Now”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117 (2), pp. 695-733.

**Obstfeld, Maurice (1993)**, “International Capital Mobility in the 1990s2, Documento de Trabajo de NBER N° 4534 (Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research).

**Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1998)**, “Risk and Exchange Rate”, Documento de Trabajo de NBER N° 6694 (Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research).

**Pesaran, Hashem, Yongcheol Shin y Richard J. Smith (2001)**, “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, número especial en homenaje a J. D. Sargan sobre el tema “Studies in Empirical Macroeconometrics”, (eds.) D.F. Hendry y M.H. Pesaran, Vol. 16, pp. 289-326.

**Powell, Andrew y Federico Sturzenegger (2003)**, “Dollarization: The Link Between Devaluation and Default Risk”, en *Dollarization, Debates and Policy Alternatives*, (eds.) F. Sturzenegger y Eduardo Levy-Yeyati. Cambridge MA: Cambridge University Press.

**Remolona, E., M. Scatigna M. y E. Wu (2007)**, "Interpreting Sovereign Spreads", *BIS Quarterly Review*, marzo.

**Sarantis, Nicolas (2006)**, "Testing the Uncovered Interest Parity Using Traded Volatility, a Time-Varying Risk Premium and Heterogenous Expectations", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25 (7), pp. 1168-1186.

**Sarno, Lucio y Mark P. Taylor (2002)**, *Exchange Rate Economics*, (Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press).

**Schmukler, Sergio L. y Luis Servén (2002)**, "Pricing Currency Risk under Currency Boards", *Journal of Development Economics*, Vol. 69 (2), pp. 367-391.

**Taylor, Mark P. (1989)**, "Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence", *Economic Journal*, Vol. 99 (396), pp. 376-391.

**Uribe, Martin y Vivian Z. Yue (2006)**, "Country Spreads and emerging countries: Who drives whom?", *Journal of International Economics*, Vol. 69 (1), pp. 6-36.

**Wesso, Gilbert (1999)**, "The forward rate as an optimum predictor of the future spot rate in South Africa: An econometric analysis", Documento Ocasional N° 13 (Pretoria: Banco de la Reserva de Sudáfrica).

## Anexo A / Descripción de los datos

Variable	Cálculo	Subcomponentes		Fuente
		Símbolo	Descripción	
<b>VARIABLES DEPENDIENTES</b>				
<b>CP1M</b> , prima a término ZAR/USD a 1 mes (anualizada, en puntos básicos)	$CP1M = 12 \cdot [\ln(F1M) - \ln(S)]^*$ $10.000^{1/}$	F1M	Tipo de cambio a término a 1 mes (ZAR/USD), promedio mensual de datos diarios	Datastream (código: USZAR1F)
		S	Tipo de cambio <i>spot</i> ((ZAR/USD), promedio mensual de datos diarios)	Datastream (código: COMRAN\$)
<b>CP1Y</b> , prima a término ZAR/USD a 1 año (en puntos básicos)	$CP1Y = [\ln(F1Y) - \ln(S)] \cdot 10.000^{1/}$	F1Y	Tipo de cambio a término a 1 año (ZAR/USD), promedio mensual de datos diarios	Datastream (código: USZARYF)
<b>VARIABLES EXPLICATIVAS</b>				
<b>INFDIFFCP1M</b> , diferencial de inflación mensual <i>ex post</i> entre Sudáfrica y Estados Unidos (anualizado, en puntos básicos) <sup>2/</sup>	$INFDIFFCP1M = 10.000 \cdot 12 \cdot [\ln(CPIA_{t+1}/CPIA_t) - \ln(CPIUS_{t+1}/CPIUS_t)]^{1/}$	CPISA	Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Sudáfrica, observaciones a mitad de mes	Datastream (código: SACONPRCF) y OCDE
		CPIUS	Índice IPC de Estados Unidos, observaciones a mitad de mes	Datastream (código: USOCP009F) y OCDE
<b>INFDIFFCP1Y</b> , diferencial de inflación anual <i>ex post</i> entre Sudáfrica y Estados Unidos (en puntos básicos) <sup>2/</sup>	$INFDIFFCP1Y = 10.000 \cdot [\ln(CPIA_{t+12}/CPIA_t) - \ln(CPIUS_{t+12}/CPIUS_t)]^{1/}$	CPISA, CPIUS	Vea más arriba	

Variable	Cálculo	Subcomponentes		Fuente
		Símbolo	Descripción	
<b>Variables explicativas</b>				
<b>REERDEV</b> , desvío del tipo de cambio real respecto de la tendencia a largo plazo (en puntos básicos)	$REERDEV = 10.000^*[\ln(REER_t) - \ln(REERHP)]$	REER	Índice del tipo de cambio real multilateral, observaciones a mitad de mes	Sitio Web del Banco de la Reserva de Sudáfrica (código KBP5367M)
		REERHP	REER filtrado de Hodrik-Prescott (con $\lambda = 14.400$ )	Cálculo de los autores
<b>DREER1Y</b> , variación anual del tipo de cambio real (en puntos básicos)	$DREER1Y = 10.000^*[\ln(REER_t) - \ln(REER_{t-12})]$	REER	Índice del tipo de cambio real multilateral, observación a mitad de mes	Sitio Web del Banco de la Reserva de Sudáfrica (código KBP5367M)
<b>DREER1M</b> , variación mensual del tipo de cambio real (anualizada, en puntos básicos)	$DREER1M = 12^*10.000^*[\ln(REER_t) - \ln(REER_{t+1})]$			
<b>REER\$DEV</b> , desvío del tipo de cambio real ZAR-USD respecto de la tendencia de largo plazo (en puntos básicos)	$REER$DEV = 10.000^*[\ln(REER\$_t) - \ln(REER\$HP)]$	REER\$=	Índice del tipo de cambio real bilateral ZAR-USD, observaciones a mitad de mes.	Cálculo de los autores
		S <sup>*</sup> CPIUS/	Vea más arriba para S, CPIUS y CPISA	
		CPISA REER\$HP	REER\$ filtrado de Hodrik-Prescott (con $\lambda = 14.400$ )	Cálculo de los autores
<b>DRER\$1Y</b> , variación anual del tipo de cambio real (en puntos básicos)	$DRER$1Y = 10.000^*[\ln(REER\$_t) - \ln(REER\$_{t-12})]$	REER\$	Índice del tipo de cambio real bilateral ZAR-USD, observaciones a mitad de mes.	Cálculo de los autores
<b>DREER\$1M</b> , variación mensual del tipo de cambio real (anualizada, en puntos básicos)	$DRER$1M = 12^*10.000^*[\ln(REER\$_t) - \ln(REER\$_{t-1})]$	REER\$	Índice del tipo de cambio real bilateral ZAR-USD, observaciones a mitad de mes.	Cálculo de los autores

Variable	Cálculo	Subcomponentes		Fuente
		Símbolo	Descripción	
<b>Variables explicativas</b>				
<b>CBOEVIX</b> , cotización de cierre del índice de volatilidad (VIX) de la Bolsa de Opciones de Chicago (en puntos básicos)	$CBOEVIX = 100 \sqrt{VIX}$	VIX	Volatilidad esperada del mercado bursátil durante los siguientes 30 días calendario, estimada sobre la base de los precios ponderados de opciones <i>out-of-the money</i> en el Índice Bursátil S&P 500, promedio mensual de observaciones diarias <sup>3/</sup>	Sitio Web de la Bolsa de Opciones de Chicago (código: SPX VIX cierre)
<b>VOLA1Y</b> , volatilidad implícita de las opciones en divisas ZAR-USD a 1 año (en puntos básicos)	$VOLA1Y = 100 \sqrt{USDZARV1Y}$	USDZARV1Y	Volatilidad de la opción USD-ZAR implícita a 1 año, promedio mensual de observaciones diarias	Bloomberg
<b>VOLA1M</b> , volatilidad implícita de las opciones en divisas ZAR-USD a 1 mes (en puntos básicos)	$VOLA1M = 100 \sqrt{USDZARV1M}$	USDZARV1M	Volatilidad implícita de la opción USD-ZAR a 1 mes, promedio mensual de observaciones diarias	Bloomberg
<b>BONDS</b> , tenencias privadas relativas mundiales de bonos gubernamentales domésticos y externos	$BONDS = \ln(B) - \ln(B') - \ln(S)$	S	Rand sudafricano/ US\$ tipo de cambio <i>spot</i> (ZAR/USD), fin de mes	Datastream (código: COMRAN\$)
		B y B*	Deuda total del gobierno (línea 88) menos títulos del gobierno en poder de las autoridades monetarias sobre el gobierno central (línea 12a) para Sudáfrica y Estados Unidos, respectivamente, a fin de mes	FMI, Estadísticas Financieras Internacionales

Notas:

<sup>1/</sup> Calculada como implícita por las fórmulas de la Sección II.3.

<sup>2/</sup> Un diferencial similar se calculó sobre la base de índices *core* de precios al consumidor de Datastream (para EE.UU.: IPC todos los rubros menos alimentos y energía, código: USCPXFDEF; para Sudáfrica: IPC *core*, código: SACPCORMF).

<sup>3/</sup> Si desea detalles sobre el cálculo de VIX, vea Chicago Board Options Exchange (2003)

## Anexo B / Pruebas econométricas

### Pruebas de raíz unitaria

**Tabla B.1 / Pruebas de raíz unitaria Philips-Perron y Dickey-Fuller Aumentada (ADF) para variables en niveles y primeras diferencias 1997:01 2008:12**

Variable	Prueba PP (con intercepción sin tendencia)		Prueba ADF (con intercepción sin tendencia)		
	H0: $\gamma = 0$ , $\tau$ -valor	Valor $p$ de MacKinnon de un solo lado	Número óptimo de rezagos (máx. 12 meses) basado en SIC	H0: $\gamma = 0$ , $\tau$ -valor	Valor $p$ de MacKinnon de un solo lado
CP1M	-1,929909	0,3179	1	-1,791330	0,3800
CP1Y	-2,315217	0,1686	1	-2,487479	0,1206
INFDIFFCP1M	-7,497790	0,0000***	0	-7,197310	0,0000***
INFDIFFCP1Y	-1,951680	0,3080	1	-0,965941	0,7640
REERDEV	-2,039071	0,2700	1	-2,315115	0,1686
DREER1Y	-2,765583	0,0659*	1	-3,116388	0,0276**
DREER1M	-10,05917	0,0000***	1	-9,387873	0,0000***
RER\$DEV	-3,391893	0,0128**	1	-4,201249	0,0009***
DRER\$1Y	-2,273015	0,1822	1	-2,709704	0,0749*
DRER\$1M	-8,647449	0,0000***	0	-8,690447	0,0000***
CBOEVIX	-2,105720	0,2428	2	-1,604409	0,4777
VOLA1Y	-1,343084	0,6077	0	-1,100398	0,7141
VOLA1M	-3,533217	0,0087***	0	-3,587199	0,0074***
BONDS	0,335585	0,9794	1	-0,407314	0,9037
$\Delta$ CP1M	-8,019219	0,0000***	0	-8,064632	0,0000***
$\Delta$ CP1Y	-6,270944	0,0000***	0	-6,239399	0,0000***
$\Delta$ INFDIFFCP1M	-33,16538	0,0001***	1	-13,82722	0,0000***
$\Delta$ INFDIFFCP1Y	-7,232171	0,0000***	11	-6,470757	0,0000***
$\Delta$ REERDEV	-10,21413	0,0000***	1	-9,860273	0,0000***
$\Delta$ DREER1Y	-9,948411	0,0000***	0	-10,01934	0,0000***
$\Delta$ DREER1M	-30,11484	0,0001***	6	-9,659009	0,0000***
$\Delta$ RER\$DEV	-9,207519	0,0000***	1	-9,444946	0,0000***
$\Delta$ DRER\$1Y	-7,640903	0,0000***	0	-7,812859	0,0000***
$\Delta$ DRER\$1M	-42,71372	0,0001***	6	-9,227662	0,0000***
$\Delta$ CBOEVIX	-10,31478	0,0000***	1	-10,31193	0,0000***
$\Delta$ VOLA1Y	-9,313592	0,0000***	0	-9,395256	0,0000***
$\Delta$ VOLA1M	-13,61162	0,0000***	1	-10,12687	0,0000***
$\Delta$ BONDS	-8,437490	0,0000***	0	-8,630634	0,0000***

Notas: La ecuación para la prueba de Philips-Perron es  $\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$  y la ecuación para la prueba Dickey-Fuller Aumentada es  $\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$  para  $j = 1, \dots, p$ . Para ambas pruebas, H0:  $\gamma = 0$ . \*\*\*, \*\* y \* significatividad estadística promedio a los niveles 1%, 5% y 10% respectivamente.

## Procedimiento de contraste con bandas de Pesaran, Shin y Smith (2001)

Tabla B.2 / Procedimiento de contraste con bandas para la ecuación de prima cambiaria a 1 año

$p=q$	Akaike	Schwarz	Est-T de las variables de niveles	Valor $p$ de $Q(1)$	Valor $p$ de $Q(4)$	Valor $p$ de $Q(13)$	$\chi^2_{SC}(1)$ (valor $p$ )	$\chi^2_{SC}(4)$ (valor $p$ )
1	9,823071	10,12746	11,51523	0,484	0,781	0,358	0,478296	0,796621
2	9,845177	10,30176	3,984809	0,868	0,851	0,341	0,601817	0,793291
3	9,929763	10,53854	3,239831	0,969	0,867	0,235	0,848206	0,750831
4	10,03681	10,79779	2,166725	0,798	0,971	0,185	0,068449	0,309645
5	9,957688	10,87086	1,951144	0,812	0,926	0,493	0,548132	0,381009
6	9,934255	10,99962	3,029514	0,772	0,723	0,572	0,408728	0,081891
7	10,02225	11,23981	2,784702	0,666	0,865	0,620	0,040536	0,037829
8	9,882372	11,25213	2,828270	0,908	0,945	0,803	0,806735	0,443675
9	9,722394	11,24435	5,063728	0,062	0,271	0,821	0,000088	0,000097

Notas: esta tabla muestra los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (SIC), el estadístico  $Q$  de Ljung-Box, las pruebas LM de Breusch-Godfrey para la correlación serial [ $\chi^2_{SC}(p)$ ] y el estadístico F para  $H_0: \alpha = \beta_j = 0$  para  $j = \text{INFIDIFFCPI1Y, DREER1Y, CBOEVIX, y VOLA1Y}$  para nueve especificaciones ARDL( $p,q$ ) de la ecuación de prima cambiaria a 1 año. **Paso 1:** dada la importancia de los errores sin correlación serial para la validez de la prueba de contraste con bandas, basamos la elección de la longitud apropiada del rezago en AIC. Dado que se encuentra el AIC mínimo que depende de la ausencia de correlación serial para  $p = q = 1$ , elegimos una especificación ARDL(1,1) para la ecuación a 1 año. **Paso 2:** para  $k = 4$ , las bandas del estadístico F crítico al nivel del 5% de acuerdo con Pesaran, Shin y Smith (2001) son 2,86 y 4,01, respectivamente. Como el estadístico F para ARDL(1,1) es igual a 11,52 y se ubica por encima de la banda crítica superior, concluimos que existe una relación a largo plazo entre las variables del lado derecho de la ecuación a largo plazo.

Tabla B.3 / Procedimiento de contraste con bandas para la ecuación de la prima cambiaria a 1 mes

$p=q$	Akaike	Schwarz	Est-F de las variables de niveles	Valor $p$ de $Q(1)$	Valor $p$ de $Q(4)$	Valor $p$ de $Q(13)$	$\chi^2_{SC}(1)$ (valor $p$ )	$\chi^2_{SC}(4)$ (valor $p$ )
1	10,41701	10,71476	8,035055	0,887	0,880	0,387	0,884929	0,866702
2	10,33138	10,77801	4,567137	0,966	0,875	0,177	0,921810	0,845916
3	10,34590	10,94141	3,907133	0,831	0,905	0,148	0,500867	0,820051
4	10,34262	11,08700	2,696664	0,618	0,568	0,116	0,150338	0,095592
5	10,35109	11,24435	2,329949	0,773	0,733	0,507	0,395597	0,067855
6	10,27447	11,31660	3,595673	0,453	0,681	0,112	0,066579	0,142142
7	10,35063	11,54165	3,542922	0,880	0,533	0,170	0,525568	0,021417
8	10,32730	11,66719	4,088105	0,802	0,815	0,308	0,490698	0,059385
9	10,41225	11,90101	2,616771	0,516	0,517	0,189	0,000267	0,000083

Notas: Esta tabla muestra los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (SIC), el estadístico  $Q$  de Ljung-Box, las pruebas LM de Breusch-Godfrey para la correlación serial [ $\chi^2_{SC}(p)$ ] y el estadístico F para  $H_0: \alpha = \beta_j = 0$  para  $j = \text{INFIDIFFCPI1Y, DREER1M, CBOEVIX, y VOLA1M}$  para nueve especificaciones ARDL( $p,q$ ) de la ecuación de prima cambiaria a 1 mes. **Paso 1:** dada la importancia de los errores sin correlación serial para la validez de la prueba de contraste con bandas, basamos la elección de la longitud apropiada del rezago en AIC. Dado que se encuentra el AIC mínimo que depende de la ausencia de correlación serial para  $p = q = 1$ , elegimos una especificación ARDL(2,2) para la ecuación a 1 mes. **Paso 2:** para  $k = 4$ , las bandas del estadístico F crítico al nivel del 5% de acuerdo con Pesaran, Shin y Smith (2001) son 2,86 y 4,01, respectivamente. Como el estadístico F para ARDL(2,2) es igual a 4,57 y se ubica por encima de la banda crítica superior, concluimos que existe una relación a largo plazo entre las variables del lado derecho de la ecuación a largo plazo.

# Revaluando el impacto del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico y sus fuentes

**Marcelo Dabós**

**Tomás Williams\***

Universidad de Belgrano

## Resumen

Este trabajo estima la relación del nivel de desarrollo financiero sobre el crecimiento del PBI real per cápita, del *stock* per cápita del capital físico y de la productividad total de los factores. Trabajamos inicialmente con una base de datos de panel de 78 países y de 35 años (1961-1995) usando el Método Generalizado de Momentos en sistema para paneles dinámicos corrigiendo los desvíos estándares de los coeficientes por el método de Windmeijer (2005) y usando un número reducido de instrumentos. Ésta es una nueva metodología respecto a la usada anteriormente en la literatura y vemos que anteriores inferencias en otros trabajos no son más válidas. Consideramos cuatro regiones geográficas África, América Latina, Asia, y Europa y Norte de América. Los resultados obtenidos con la nueva metodología, que posibilita mejores inferencias que las halladas en la literatura pasada sobre el tema, indican que, en América Latina, el efecto de las dos medidas de desarrollo financiero utilizadas es significativamente positivo al 10% sobre el crecimiento del PBI real per cápita. No encontramos evidencia de un impacto positivo del desarrollo financiero sobre el crecimiento del capital físico pero sí de la liquidez sobre el crecimiento de la productividad. Trabajando con una base de datos actualizada de 45 años (1961-2005) encontramos que el desarrollo financiero no es una variable estadísticamente significativa sobre el crecimiento económico en los modelos estimados.

---

\* Agradecemos especialmente a Thorsten Beck y Felix Rioja por sus valiosos comentarios sobre el método y a Ross Levine por su ayuda respecto a la base de datos. También se agradecen los comentarios de dos referis anónimos. Las opiniones vertidas en este trabajo son de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. E-mails: marcelo.dabos@comunidad.ub.edu.ar, tw08@cema.edu.ar.

*Clasificación JEL:* O16, O40, G28.

*Palabras clave:* desarrollo financiero, crecimiento económico, capital, productividad, crédito privado, liquidez, Argentina, América Latina.

# Revaluing the Impact of Financial Development on Economic Growth and its Sources

**Marcelo Dabós**

**Tomás Williams**

University of Belgrano

## Summary

This paper examines the empirical relationship between financial development and real per capita GDP growth, physical capital accumulation and total factor productivity growth. We use a panel data set of 78 countries over 35 years (1961-1995) using system GMM for dynamic panels. We correct the standards errors with the Windmeijer (2005) method and use a limited number of instruments. This new methodology improves over the one used in former papers on this subject by making possible to do better inferences and renders invalid former inferences in many papers. We consider four regions Africa, Asia, Europe and North America, and Latin America. We find that financial development in Latin America exhibits a positive effect at the 10% significant level over real per capita GDP growth. We find no evidence of an effect of our financial development measures over physical capital accumulation but there is a positive effect of financial development, measure by liquidity, over total factor productivity growth. Working with an updated database considering 45 years (1961-2005) we find that financial development is not a significant variable over economic growth.

*JEL:* O16, O40, G28.

*Key words:* financial development, economic growth, capital, productivity, private credit, liquidity, Argentina, Latin America.

## I. Introducción

La gran mayoría de la evidencia teórica y empírica analizada y recopilada por Levine (2005) sugiere que el desarrollo financiero contribuye al crecimiento económico de largo plazo.

Sin embargo el rol del sector financiero en el crecimiento económico ha sido un tema de importante debate entre los economistas.

Autores como Joan Robinson (1952) y Robert Lucas (1988) son escépticos y desde su perspectiva creen que las finanzas responden a las demandas del sector real. En la colección de ensayos de los pioneros del desarrollo de Meier y Seers (1984) ni siquiera se estudia a las finanzas como determinante del desarrollo.

En el otro extremo Bagehot (1873), Schumpeter (1912), Gurley y Shaw (1955), Goldsmith (1969), McKinnon (1973) y Shaw (1973) creen que no se puede dejar de lado el desarrollo financiero para explicar el crecimiento económico.

Aghion y Howitt (1998) exponen el punto de vista de Schumpeter, el cual veía a las instituciones financieras afectando principalmente el crecimiento económico a través del crecimiento de la productividad y del cambio en la tecnología producto de su capacidad de modificar la asignación del capital entre firmas pero no la tasa de ahorro.

Otra parte de la literatura argumenta, por su lado, que el factor clave del crecimiento económico es la acumulación de capital y que mejores intermediarios financieros influyen al crecimiento económico mayormente aumentando la tasa de ahorro doméstico y atrayendo al capital extranjero (ver King y Levine, 1994; y Fry, 1995). O sea que dentro de la literatura que apoya la idea de que existe relación entre desarrollo financiero y crecimiento económico no hay coincidencia acerca de cuál es el canal de transmisión entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico. En este trabajo no sólo evaluamos empíricamente por los más modernos métodos la relación entre desarrollo financiero y crecimiento económico sino que también consideramos empíricamente el problema del canal de transmisión.

Gran cantidad de evidencia empírica e investigación muestra la influencia positiva del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico de largo plazo. El trabajo empírico seminal de King y Levine (1993), que incluye variables financieras en

regresiones estándares de crecimiento, encuentra una robusta, positiva y estadísticamente significativa relación entre las condiciones financieras iniciales y el subsecuente crecimiento del PBI real per cápita para una *cross-section* de 80 países. Beck, Levine y Loayza (2000) encuentran una relación económicamente relevante y estadísticamente significativa y robusta entre desarrollo financiero y crecimiento del PBI real per cápita y el crecimiento de la productividad total de los factores. Pero encuentran una relación ambigua entre el desarrollo financiero y el crecimiento del capital físico y la tasa de ahorro privado. Por lo tanto, su trabajo concluye que el mejor funcionamiento de los intermediarios financieros mejora la asignación de los recursos económicos acelerando el crecimiento de la productividad con repercusiones positivas en el crecimiento de largo plazo.

Levine, Loayza y Beck (2000), usando procedimientos tradicionales de *cross-section*, variables instrumentales y técnicas de paneles dinámicos, encuentran que los componentes exógenos del desarrollo financiero están asociados de manera positiva con el crecimiento económico.

Levine (2005) hace un análisis exhaustivo de las numerosas contribuciones que se hicieron hasta esa fecha en este campo.

En 2005 Windmeijer publica en el *Journal of Econometrics* "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators", donde muestra mediante estudios de Monte Carlo que la estimación de los errores estándares asintóticos de este método de análisis de panel están severamente sesgados hacia abajo para muestras pequeñas. O sea que la inferencia realizada en estudios pasados con este método, como en Rioja y Valev (2004a), Rioja y Valev (2004b), Levine *et al.* (2000) y en Beck *et al.* (2000),<sup>1</sup> es inválida como veremos en nuestros cómputos corrigiendo por el método de Windmeijer (2005). La corrección permite una inferencia más adecuada mostrando en algunos de nuestros casos que los coeficientes no son estadísticamente diferentes de cero cuando sin la corrección se rechaza la igualdad a cero.

Otro de los problemas que consideramos es el de la tendencia a incluir demasiados instrumentos que, si bien pueden ser individualmente válidos tomados en forma

---

<sup>1</sup> Roodman (2009) advierte que muchos estudios basan la inferencia sobre los resultados en las estimaciones de una etapa que tiene errores menos sesgados, pero que la corrección de Windmeijer (2005) bajo el método en dos etapas es el procedimiento correcto a realizar.

colectiva, en muestras finitas pueden ser inválidos porque sobreajustan las variables endógenas (ver Roodman, 2009). Además consideramos las preocupaciones de Bazzi y Clemens (2009) respecto a que muchas variables instrumentales usadas en estimaciones de crecimiento pueden ser inválidas o débiles, lo que las convierte en instrumentos problemáticos.

Estos desarrollos recientes posibilitan hacer una reevaluación del impacto del desarrollo financiero sobre el crecimiento del PBI real per cápita, el crecimiento del *stock* per cápita del capital físico y el crecimiento de la productividad total de los factores.

En la medida que el desarrollo financiero impacte en el crecimiento económico es necesario tener una mayor comprensión de los determinantes del desarrollo financiero. La literatura a este respecto se ha especializado en dos direcciones: a) algunos estudios (ver Levine, 2005), analizan como los sistemas legales, las regulaciones y las políticas macroeconómicas, tanto monetaria como fiscal, influyen en el desarrollo financiero; y b) algunos van más en profundidad al estudiar las fuerzas que determinan las leyes, las regulaciones y las instituciones que subyacen al desarrollo financiero considerando la política, los aspectos culturales y el contexto geográfico con su dotación de “recursos”. Se considera que estas variables influyen en el desarrollo financiero (ver Engerman y Sokoloff, 1997; Acemoglu, Johnson, y Robinson, 2001; Beck, Demirgüç-Kunt y Levine, 2003; y Easterly y Levine, 2003).

Estos últimos estudios proveen racionalidad a nuestra clasificación de países por regiones geográficas y a la estimación del efecto del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico por separado según las distintas regiones. Los resultados indican que existe considerable heterogeneidad a través de las distintas regiones.

La estructura de este trabajo es la siguiente: la sección II analiza los datos y realiza comparaciones de las variables para distintos grupos de países. La sección III revisa el desarrollo financiero y crecimiento económico en Argentina y por regiones. Analiza los cambios de las variables a lo largo del tiempo y el nivel de crecimiento económico por cuartiles de desarrollo financiero. La sección IV describe la metodología del Método Generalizado de Momentos para paneles dinámicos que utilizamos y cómo se implementaron los nuevos cambios a ésta. En la sección V se presentan los resultados de las estimaciones realizadas. Mostramos cómo

afecta el crédito privado y la liquidez a las tres variables dependientes: crecimiento del PBI real per cápita, crecimiento del *stock* de capital físico per cápita y crecimiento de la productividad, controlando por un grupo amplio de variables de control, más abajo explicadas, y teniendo en cuenta los efectos diferenciales por región o grupos de países. Se presentan los resultados de los test de Hansen para validez de los instrumentos y el test de autocorrelación de segundo orden de los residuos. En la sección VI se calcula el crecimiento anual promedio dentro de la muestra que hubieran tenido las distintas regiones y la Argentina ante un aumento exógeno del 10% en el desarrollo financiero. La sección VII contiene las conclusiones de este estudio. Luego de las referencias bibliográficas, en el Anexo A se presentan los comandos utilizados en el programa econométrico Stata para obtener las estimaciones a los efectos de que nuestros resultados puedan ser replicados, estando la base de datos disponible bajo pedido. En el Anexo B se puede encontrar la tabla que reporta el crecimiento anual promedio dentro de la muestra que hubieran tenido los países de América Latina si hubieran experimentado un aumento exógeno del Crédito Privado de un 10%. El Anexo C presenta la tabla que reporta el crecimiento anual promedio dentro de la muestra que hubieran registrado los países de América Latina si hubieran experimentado un aumento exógeno de los Pasivos Líquidos de un 10%. En el Anexo D se hace un análisis de robustez de los modelos. Finalmente, en el Anexo E se muestran las estimaciones con la base de datos que cubre el período 1961-2005, la cual sólo tiene datos de crecimiento económico como variable dependiente.

## II. Descripción de los datos

Si bien la teoría establece que los sistemas financieros influyen al crecimiento económico reduciendo los costos de información y de transacción y mejorando la adquisición de información sobre las empresas, mejorando la dirección de las empresas, el manejo de los riesgos, la movilización de los recursos y los intercambios financieros, es difícil contar con medidas empíricas de estas funciones del sistema financiero. Debido a esto se recurre a algunas variables *proxies* del desarrollo financiero, siendo esto una de las limitaciones del análisis.

Siguiendo la literatura empírica, usamos dos variables como medidas de desarrollo financiero de un país: Crédito Privado (Privo) y Pasivos Líquidos (Lly). El Crédito Privado es el crédito otorgado por el sistema financiero; principalmente bancos; al sector privado en relación al PBI, y es la medida más usada en los anteriores

estudios empíricos sobre la materia. Por ejemplo, esta medida fue usada por Goldsmith (1969) y King y Levine (1993) para medir el desarrollo financiero. Los Pasivos Líquidos están definidos como efectivo más depósitos en cuentas corrientes y a interés en bancos e instituciones financieras no bancarias en relación al PBI, y es una medida de desarrollo financiero también usada en la literatura, por ejemplo, en Beck *et al.* (2000) y Levine *et al.* (2000), los que también utilizan Crédito Privado. De Gregorio y Guidotti (1995) discuten la conveniencia de usar niveles de monetización, tal como nuestra medida de Pasivos Líquidos, *versus* usar Crédito Privado. Si bien prefieren Crédito Privado, señalan que esta medida no está exenta de problemas ya que puede ser un indicador débil del desarrollo financiero en la medida que una porción significativa del desarrollo financiero ocurra fuera del sistema bancario y se dé en el mercado de capitales. A su vez el *stock* de Pasivos Líquidos puede ser pequeño pero asociado a sofisticados mercados financieros que posibilitan a los individuos economizar en sus tenencias reales de liquidez, necesarias para el propósito de transacciones, sobre todo en economías que han sufrido de una sostenida alta inflación y como resultado han tenido un proceso de desmonetización. Esta desmonetización también puede deberse al riesgo país y a las conductas de ahorrar en moneda extranjera fuera del sistema financiero. A pesar de estas limitaciones se hace necesario el uso de estas variables *proxies* dado que es difícil construir medidas empíricas de las funciones específicas del sistema financiero. Entre las dos variables, nuestro trabajo privilegia la de Crédito Privado por sobre la de Pasivos Líquidos porque esta última puede tener varios problemas potenciales. Además de los ya mencionados, esta variable puede no estar midiendo la efectividad del sistema financiero en disminuir informaciones asimétricas y facilitar costos de transacción. Sin embargo, usamos Pasivos Líquidos en nuestros modelos asumiendo que la profundidad financiera medida por esta variable está positivamente correlacionada con la provisión de los servicios otorgados y con la calidad de los sistemas financieros en cada país. Tener dos variables independientes de interés nos posibilita realizar análisis de robustez.

Estas medidas de desarrollo financiero no están exentas de los problemas que se consideran habitualmente en la literatura. Primero, estamos considerando como medidas de desarrollo financiero, estadísticas que no toman en cuenta el ahorro que no es intermediado y que puede ser invertido como, por ejemplo, la reinversión de utilidades en empresas. Este tipo de ahorro empresarial no intermediado trae beneficios en términos de la resolución de asimetrías informativas, aunque la falta de disponibilidad de estos datos no hace posible su incorporación en este estudio.

Además, nuestra variable de Crédito Privado contiene crédito otorgado a las familias para consumo e inversión. Sin embargo, el crédito con estos fines no afecta al crecimiento de largo plazo ya que actúa a través de la demanda, a diferencia del crédito otorgado a empresas que actúa a través de la oferta. A pesar de esto, muy pocos países separan el Crédito Privado otorgado por el sistema financiero de acuerdo a si tiene como destino empresas o familias, y menos aún si es destinado a inversión. Debido a esto, nos es imposible separar esta variable para obtener sólo el crédito otorgado a empresas, por lo que usamos la variable Crédito Privado en su totalidad para nuestras estimaciones.

Las variables dependientes que usamos con la base de datos de 35 años (1961-1995) son tres: el crecimiento económico, medido como el crecimiento del PBI real per cápita (Growth); el crecimiento del capital, definido como el crecimiento del *stock* per cápita de capital físico (Capgrols); y el crecimiento de la productividad, definido como la tasa de crecimiento del residuo de Solow (luego que se toma en cuenta el crecimiento del capital y el trabajo) (Prod1).<sup>2</sup>

Los datos consisten en un panel de observaciones de 78 países durante el período 1961-1995 y son similares en sus variables al usado por el trabajo de Beck, Levine y Loayza (2000).<sup>3</sup> Los datos son promedios en intervalos de cinco años, resultando siete períodos (1961-1965, 1966-1970,..., 1991-1995).

Las otras variables usadas son las siguientes: "Initial" es definida como el PBI real per cápita al inicio de cada período y aparecerá como control para convergencia en la tasa de crecimiento entre países en el modelo estándar de crecimiento de Solow-Swan. "Gov" es el consumo o gasto público en relación al PBI. "Trade" es la apertura al comercio en relación al PBI (definido como exportaciones más importaciones sobre el PBI). La tasa de inflación de cada país es la variable "pi". Estas tres últimas variables intentan controlar por las políticas en cada país y cómo esto afecta al crecimiento. Por ejemplo, gobiernos grandes y alta inflación

---

<sup>2</sup> Otra variable dependiente usada en la literatura es la tasa de ahorro privado. No es utilizada en este trabajo debido a que pertenece a otro panel de datos en donde el número de observaciones temporales es menor así como también el número de países y posee un *set* de variables explicativas diferentes. El análisis de la relación del desarrollo financiero sobre el ahorro, dado que contamos con otro panel de datos, amerita la realización de otro trabajo.

<sup>3</sup> La base de datos fue obtenida a través de la página web del Banco Mundial. La base sufrió extensas modificaciones desde el trabajo de Beck, Levine y Loayza (2000) por renovaciones y actualizaciones de la misma. La base final utilizada en este trabajo está disponible bajo solicitud.

presuntamente afectan al crecimiento adversamente. En tanto, más apertura comercial se presume afecta al crecimiento en forma positiva. Por otro lado, “Bmp” (*black market premium*) está medida como el coeficiente entre el tipo de cambio del mercado negro sobre el del mercado oficial y es un índice que controla por las distorsiones en el comercio, el tipo de cambio y los precios, afectando en forma negativa al crecimiento económico como se verá en las estimaciones. Por último, “Sec” es el promedio de años de escuela secundaria en la población del país y es una medida del logro en educación que controla por el nivel de capital humano en el país. Todas las variables están en tanto por uno, con excepción de “Initial” y “Sec”.

El crecimiento de la productividad es hallado de la siguiente manera. Se considera que la siguiente función de producción genera los datos de crecimiento para el período  $t$ :

$$Y_t = A_t L_t^{(1-\alpha)} K_t^\alpha \quad (1)$$

$Y_t$  es el PBI de la economía,  $L_t$  es la fuerza laboral,  $K_t$  es la cantidad de capital físico en la economía y  $A_t$  es un parámetro de la tecnología en la economía. Dividimos (1) por  $L_t$  para obtener los datos en términos per cápita y luego tomamos logaritmos a ambos lados para tener que:

$$\ln(y_t) = \ln(A_t) + \alpha \ln(k_t) \quad (2)$$

Como esta ecuación debe cumplirse para todo  $t$ , también se cumple para  $t-1$ . Por lo tanto, podemos restar a (2) la misma ecuación pero evaluada en  $t-1$  para tener que:

$$[\ln(y_t) - \ln(y_{t-1})] = [\ln(A_t) - \ln(A_{t-1})] + \alpha [\ln(k_t) - \ln(k_{t-1})] \quad (3)$$

Haciendo un pasaje de términos se puede ver como:

$$\text{Crecimiento Productividad} = \text{Crec. Económico per cápita} - \alpha \text{Crec. Capital per cápita} \quad (4)$$

Esta ecuación nos muestra cómo son generados los datos referidos al crecimiento de la productividad a través del residuo de Solow. A partir de (4) podemos calcular la contribución de cada factor al crecimiento económico. Se asume que  $\alpha = 0,3$ .

El residuo de Solow es una *proxy* sesgada de la PTF (Productividad Total de los Factores), porque el *stock* de capital es una variable no observada, y el residuo de Solow asume plena utilización de los factores. Entonces, cualquier variación intertemporal de la utilización del capital sesgará el residuo de Solow como *proxy* de la PTF. A pesar de sus problemas, usamos el residuo de Solow como *proxy* de la PTF debido a su común utilización en la literatura sobre desarrollo financiero y crecimiento.

La Tabla 1 presenta las estadísticas descriptivas para todas las variables para todo el panel. Todas las variables están en tanto por uno con excepción de “Initial” y “Sec”.

Los datos presentan una gran heterogeneidad en las principales variables. Por ejemplo, Rwanda es el país con una observación de menor crecimiento de -10,02%, mientras que Chipre muestra una observación con el mayor crecimiento del PBI real per cápita con un 11,11% en uno de los períodos considerados. Bolivia tiene el menor crecimiento de capital de la muestra con uno de -6,52% y Gambia presenta el máximo número para esta variable con un 18,25% de crecimiento del capital físico. Con respecto a la productividad, Irán presenta el menor crecimiento con un -10,07% y Chipre el mayor con un 10,62%. Por su parte, la economía que presentó un menor desarrollo financiero medido como crédito privado y pasivos líquidos fue Zaire con un 0,34% y 4,68% respectivamente y la más desarrollada fue Japón con un 205,95% de Crédito Privado y 191,44% de Pasivos Líquidos.

La Tabla 2 muestra las correlaciones entre las variables, donde podemos ver como la productividad, el crecimiento del capital físico, el crédito privado, la liquidez, el nivel inicial del PBI y la medida del capital humano están correlacionados en forma simple y positiva con la tasa de crecimiento del PBI real per cápita. La correlación de la apertura comercial es positiva pero cercana a cero. En tanto la

**Tabla 1 / Estadísticas descriptivas de las variables**

Estad.	Growth	Prod1	Capgrols	Privo	Lly	Initial	Gov	Trade	pi	Bmp	Sec
Media	0,0177	0,0099	0,0271	0,367	0,4246	3745,30	0,1481	0,5996	0,1568	0,6777	1,1217
Máx.	0,1111	0,1062	0,1825	2,0595	1,9144	20134,81	0,4497	3,1452	3,4466	109,91	5,15
Mín.	-0,1002	-0,1007	-0,0652	0,0034	0,0468	107,5	0,0406	0,0929	-0,0305	-0,0535	0
DS	0,0293	0,0252	0,0341	0,3247	0,2819	4715,87	0,0596	0,4072	0,3218	5,4248	0,9552
N	526	515	534	511	511	525	523	527	514	520	531

**Tabla 2 / Tabla de correlaciones de las variables**

N=441	Growth	Prod1	Capgrols	Privo	Lly	Inicial	Gov	Trade	pi	Bmp	Sec
Growth	1										
Prod1	0,9385	1									
Capgrols	0,5444	0,2212	1								
Privo	0,1742	0,1452	0,1392	1							
Lly	0,1923	0,1613	0,1514	0,8328	1						
Inicial	0,1081	0,1159	0,0236	0,7679	0,6080	1					
Gov	-0,0438	-0,0253	-0,0623	0,2188	0,2468	0,4161	1				
Trade	0,0142	0,0146	0,0046	0,0391	0,1278	-0,0094	0,2680	1			
pi	-0,2703	-0,2227	-0,2223	-0,2193	-0,2192	-0,1555	-0,0343	-0,1826	1		
Bmp	-0,1877	-0,1724	-0,1114	-0,0789	-0,0193	-0,0761	0,0983	-0,0708	0,5324	1	
Sec	0,1205	0,1492	-0,0223	0,6356	0,5106	0,7268	0,2823	0,0475	-0,0570	-0,0564	1

inflación y el *black market premium* están correlacionados de forma negativa con el crecimiento. El tamaño del gobierno está correlacionado en forma negativa con el crecimiento económico, aunque cercano a cero.

Los países se encuentran agrupados en cuatro regiones: América Latina, Europa y Norte de América, Asia y África. La clasificación está hecha a partir del grupo al que pertenecen según el Banco Mundial. Es importante destacar que la unión del grupo de Norte de América al de Europa se realizó debido a que la primera zona solamente incluía dos países en la base de datos (Estados Unidos y Canadá). Como dejarlos fuera del estudio no parecía la mejor opción por su importancia con respecto al PBI mundial, fueron incluidos junto a Europa, que contiene países de características similares (al menos en términos de desarrollo económico). Con un criterio parecido, también agregamos a la región de Asia los dos países de Oceanía de la base de datos (Nueva Zelanda y Australia).

La Tabla 3 tabla muestra los países por región en nuestro estudio.

En la Tabla 4 podemos ver la riqueza aportada por trabajar con datos de panel en vez de datos de corte transversal. Se agrega la variabilidad proveniente de los datos de series temporales (conocida como *within*) a la proveída por las diferencias entre países en el corte transversal (conocida como *between*). El T-Bar hace referencia al promedio del número de observaciones temporales para cada variable.

**Tabla 3 / Países en cada región**

<b>América Latina</b>	<b>Europa y Norte de América</b>	<b>Asia</b>	<b>África</b>
Argentina	Alemania	Australia	Argelia
Bolivia	Austria	Filipinas	Camerún
Brasil	Bélgica	India	Congo
Chile	Canadá	Indonesia	Egipto
Colombia	Chipre	Irán	Gambia
Costa Rica	Dinamarca	Israel	Ghana
Ecuador	España	Japón	Kenia
El Salvador	Estados Unidos	Malasia	Lesoto
Guatemala	Finlandia	Nepal	Malawi
Guyana	Francia	Nueva Zelanda	Malta
Haití	Grecia	Pakistán	Mauritania
Honduras	Holanda	Papúa Nueva Guinea	Níger
Jamaica	Irlanda	República de Corea	Rep. Central de África
México	Italia	Siria	Ruanda
Nicaragua	Noruega	Sri Lanka	Senegal
Panamá	Portugal	Tailandia	Sierra Leona
Paraguay	Reino Unido		Sudáfrica
Perú	Suecia		Sudán
Rep. Dominicana	Suiza		Togo
Trinidad y Tobago			Zaire
Uruguay			Zimbawe
Venezuela			

**Tabla 4 / Estadísticas *between* y *within* dentro de los datos de panel**

<b>Variable</b>	<b><i>Between/Within</i></b>	<b>Desvío Estándar</b>	<b>Obs.</b>
Growth	<i>Between</i>	0,0184	N=78
	<i>Within</i>	0,0235	T-Bar=6,74
Capgrols	<i>Between</i>	0,0218	N=78
	<i>Within</i>	0,0263	T-Bar=6,84
Prod1	<i>Between</i>	0,0148	N=78
	<i>Within</i>	0,0212	T-Bar=6,60
Privo	<i>Between</i>	0,2852	N=78
	<i>Within</i>	0,1487	T-Bar=6,55
Lly	<i>Between</i>	0,2533	N=78
	<i>Within</i>	0,1157	T-Bar=6,55

En la Tabla 5 podemos ver los promedios de las principales variables de los países de cada región sobre los siete períodos definidos.

Durante el período bajo análisis las economías que más crecieron (Growth) fueron las de Asia con un crecimiento del 2,83% anual promedio en el PBI real per cápita, seguidas de Europa y Norte de América con un 2,75% y, con menos de la mitad, América Latina con 1,09%. El crecimiento en África ha sido muy pobre con sólo el 0,78%.

De la misma manera se encuentra ordenado el crecimiento del *stock* per cápita de capital físico (Capgros), en Asia creció el 4,26%, en Europa y Norte de América el 3,41%, en América Latina el 1,87% y en África el 1,74%.

Vemos que la alta acumulación de capital fue reforzada por un aumento en la productividad (una vez ajustada por crecimiento del capital y del trabajo) (Prod1) en Europa y Norte de América con 1,74% y en Asia con 1,55%. En tanto que en América Latina y África el crecimiento de la productividad ha sido muy bajo 0,54% y 0,31%, respectivamente.

En el Gráfico 1 se muestra, en tanto por ciento, el nivel promedio del crédito al sector privado y de la liquidez para las distintas regiones.

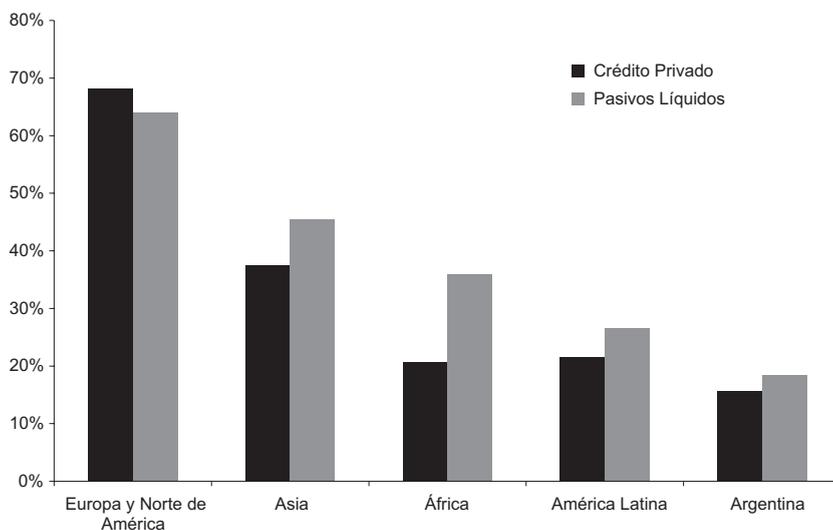
La región con mayor desarrollo financiero relativo es Europa y Norte de América con 68,21% del PBI en crédito al sector privado (Privo) y 63,98% de liquidez o Pasivos Líquidos (Lly). Le sigue Asia con 37,48% de crédito al sector privado y

**Tabla 5 / Promedios a través de los años de las principales variables por región (en tanto por uno)**

Variable	América Latina	Europa y América del Norte	Asia	África
Growth	0,0109	0,0275	0,0283	0,0078
Capgros	0,0187 (50,46%)	0,0341 (36,73%)	0,0426 (45,23%)	0,0174 (60,16%)
Prod1	0,0054 (49,54%)	0,0174 (63,27%)	0,0155 (54,77%)	0,0031 (39,85%)
Privo	0,216	0,6821	0,3748	0,2066
Lly	0,2662	0,6398	0,4543	0,359

Entre paréntesis aparece la contribución de cada factor (capital o productividad) al crecimiento económico. Estos porcentajes fueron calculados con  $\alpha=0,3$ . Sin embargo, por problemas de aproximación este número puede no ser exacto. Por ejemplo, para América Latina  $0,0109=0,2941(0,0187)+0,0054$ .

**Gráfico 1 / Promedio a través de los años de medidas de desarrollo (% del PBI)**



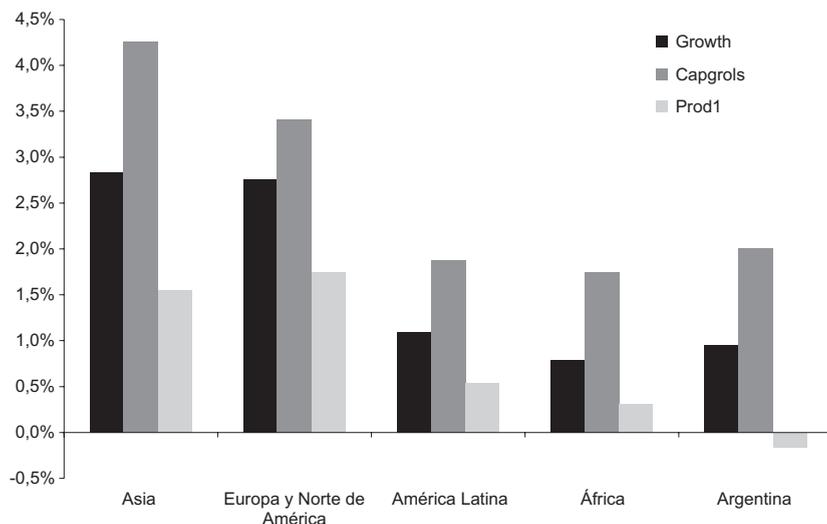
45,43% de liquidez. América Latina y África, que son las regiones que menos crecieron, registran los más bajos niveles de crédito al sector privado (América Latina 21,6% y África 20,66%), y de liquidez (América Latina 26,62% y África 35,9%).

Argentina tiene un desarrollo financiero menor que la media de América Latina y menor que la media de África ya que tiene solo 15,68% del PBI de crédito al sector privado en el período en cuestión y 18,48% de liquidez. Esto no quiere decir que el país no tiene capacidad de ahorro sino que éste no se canaliza por el mercado financiero doméstico, contando los argentinos con depósitos e inversiones en el exterior o atesoramiento, por lo que se puede decir que el sistema financiero nacional está “exportado” en alguna medida.

En el Gráfico 2 se muestra, en tanto por ciento, el nivel promedio de las variables dependientes usadas en nuestro estudio: crecimiento del PBI real per cápita, crecimiento del *stock* de capital físico per cápita y crecimiento del nivel de productividad.

Asia es la región con más crecimiento económico (2,83%) y mayor crecimiento del capital físico (4,26%), mientras que Europa y Norte de América es la región con mayor crecimiento de la productividad (1,74%). Por otra parte, África es la región con menor crecimiento promedio de las tres variables. Argentina vemos que tiene un crecimiento negativo de la productividad (-0,16%).

**Gráfico 2 / Promedio a través de los años de variables dependientes (en tanto por ciento)**



Argentina se mantiene por debajo de la media de América Latina en crecimiento económico (0,95% para Argentina contra 1,09% para América Latina) y crecimiento de la productividad (-0,16% para Argentina contra 0,54% para América Latina), pero tuvo un crecimiento del capital físico algo mayor al de la región (2% para Argentina contra 1,87% para América Latina).

A continuación se presentan las correlaciones de las principales variables para cada región.

**Tabla 6 / Correlaciones para América Latina**

<b>N=142</b>	<b>Growth</b>	<b>Capgrols</b>	<b>Prod1</b>	<b>Privo</b>	<b>Lly</b>
Growth	1				
Capgrols	0,4698	1			
Prod1	0,9514	0,1751	1		
Privo	-0,0856	-0,0614	-0,0741	1	
Lly	-0,2625	-0,2239	-0,2146	0,6510	1

**Tabla 7 / Correlaciones para Europa y Norte de América**

<b>N=129</b>	<b>Growth</b>	<b>Capgrols</b>	<b>Prod1</b>	<b>Privo</b>	<b>Lly</b>
Growth	1				
Capgrols	0,5298	1			
Prod1	0,9386	0,2046	1		
Privo	-0,4044	-0,3425	-0,3274	1	
Lly	-0,2157	-0,1362	-0,1935	0,6895	1

**Tabla 8 / Correlaciones para Asia**

<b>N=98</b>	<b>Growth</b>	<b>Capgrols</b>	<b>Prod1</b>	<b>Privo</b>	<b>Lly</b>
Growth	1				
Capgrols	0,5011	1			
Prod1	0,9201	0,1221	1		
Privo	0,2211	0,2392	0,1453	1	
Lly	0,1180	0,0875	0,0958	0,9027	1

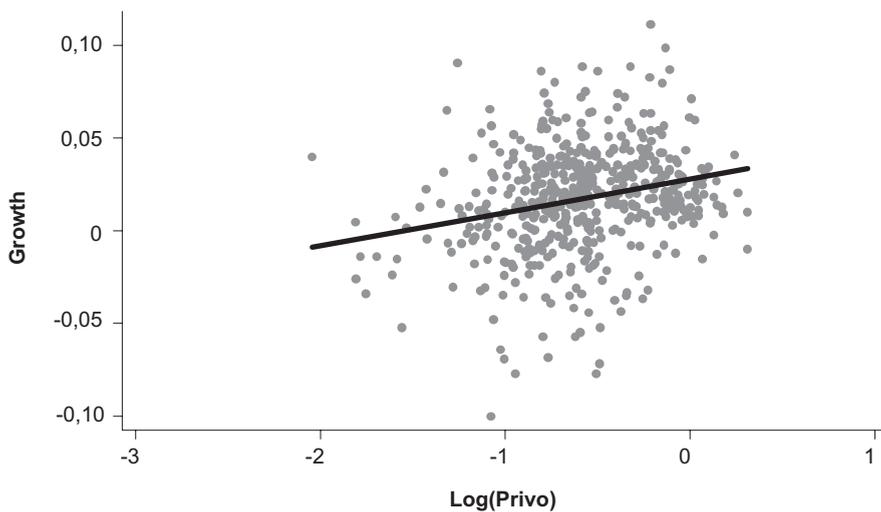
**Tabla 9 / Correlaciones para África**

<b>N=111</b>	<b>Growth</b>	<b>Capgrols</b>	<b>Prod1</b>	<b>Privo</b>	<b>Lly</b>
Growth	1				
Capgrols	0,4501	1			
Prod1	0,9387	0,1146	1		
Privo	0,1378	0,0978	0,1155	1	
Lly	0,4291	0,2333	0,3873	0,5499	1

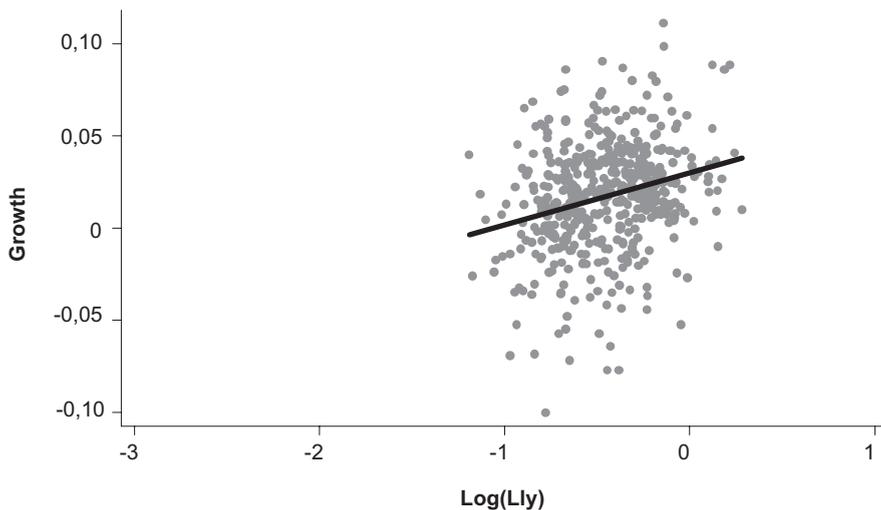
### III. Evolución de las variables de desarrollo financiero y crecimiento económico

Gráfico 3 / Relación entre crecimiento económico, en tanto por uno, y  $\log(\text{Privo})$  y  $\log(\text{Lly})$  para todo el panel

a) Relación entre Crédito Privado y Crecimiento económico



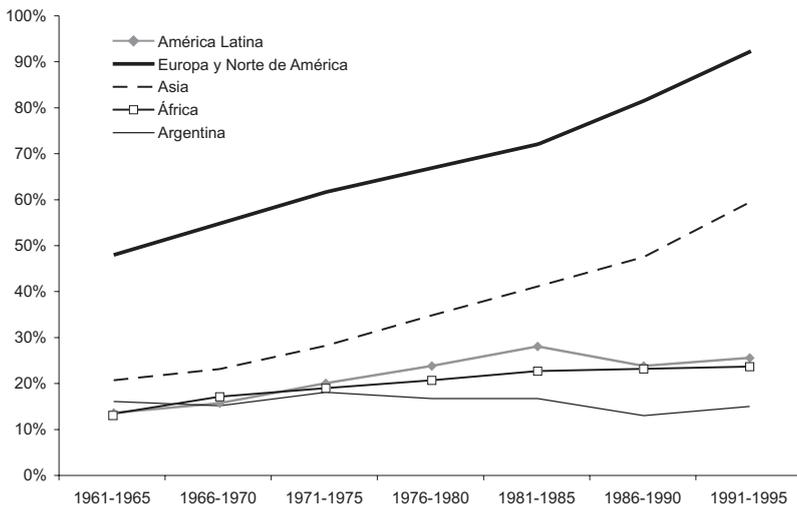
b) Relación entre Pasivos Líquidos y Crecimiento económico



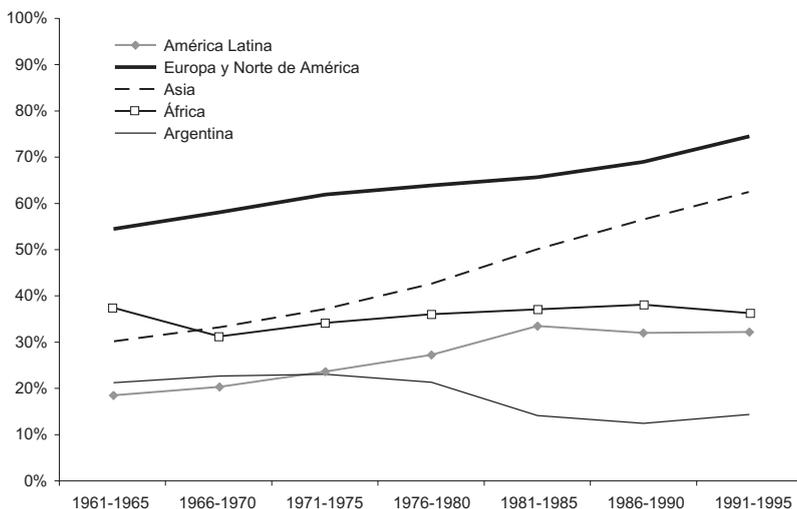
Los datos en todo el panel muestran una correlación simple positiva entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico.

A continuación podemos ver cómo se comportaron las medidas de desarrollo financiero a lo largo del tiempo en el panel de datos.

**Gráfico 4 / Crédito Privado (en % del PBI)**



**Gráfico 5 / Pasivos Líquidos (en % del PBI)**



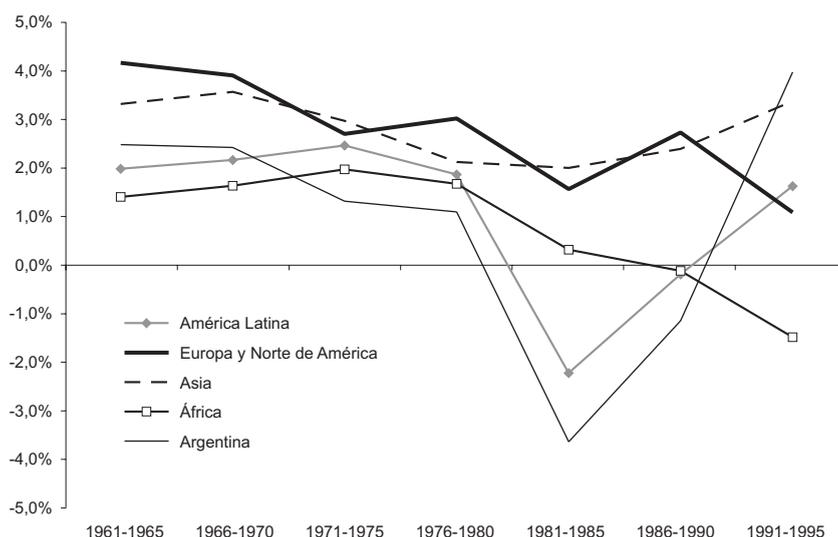
Los gráficos 4 y 5 ponen de manifiesto que el desarrollo financiero creció fuertemente para Asia y partiendo de un nivel más alto también para Europa y Norte de América. En tanto África y América Latina se estancaron relativamente. Argentina involucionó en cuanto a su desarrollo financiero medido para estas dos variables en este período.

Por el otro lado, las semejanzas de África y América Latina parecen mucho mayores si miramos el Crédito al sector Privado comparado con la evolución de los Pasivos Líquidos.

Por el lado de Argentina, los datos son concluyentes. Al inicio del período temporal se encontraba levemente por encima del nivel medio de desarrollo financiero de la región, y a partir de allí, fue empeorando, hasta caer bien por debajo del promedio de América Latina, llegando a tener menos de la mitad del desarrollo financiero de la región medido por los Pasivos Líquidos (14,30% para Argentina contra 32,13% de América Latina en 1991-1995).

En los gráficos a continuación se detalla la variación en el tiempo de las variables dependientes para las regiones analizadas y Argentina.

**Gráfico 6 / Crecimiento económico**

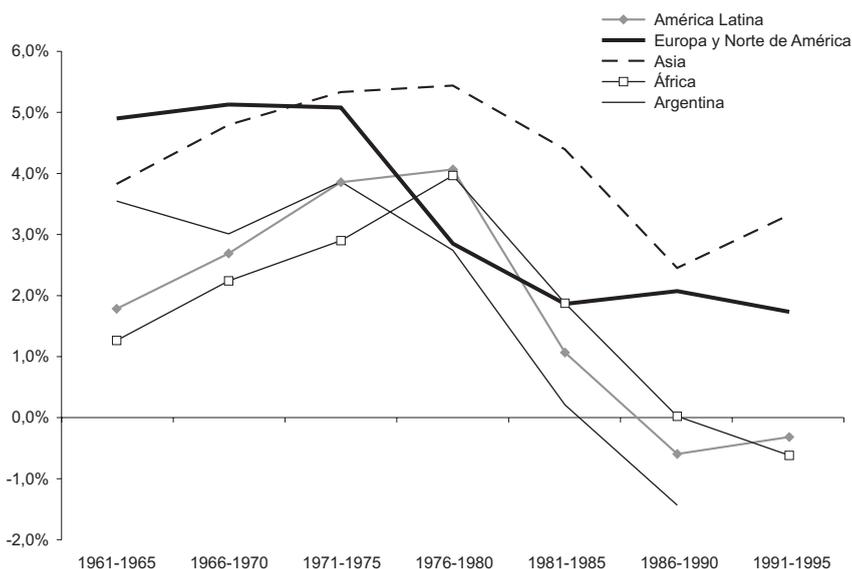


De acuerdo al Gráfico 6, Europa y Norte de América y África tuvieron un crecimiento declinante aunque partiendo de diferentes niveles. La primera región pasó de un crecimiento de un 4% en el período 1961-1965 a un 2% en el período 1991-1995. África partió de un nivel levemente superior a 1% para luego mostrar tasas negativas cercanas al -1,5%. La evolución de América Latina y Argentina se caracterizó por su volatilidad, en tanto Asia creció de manera relativamente estable.

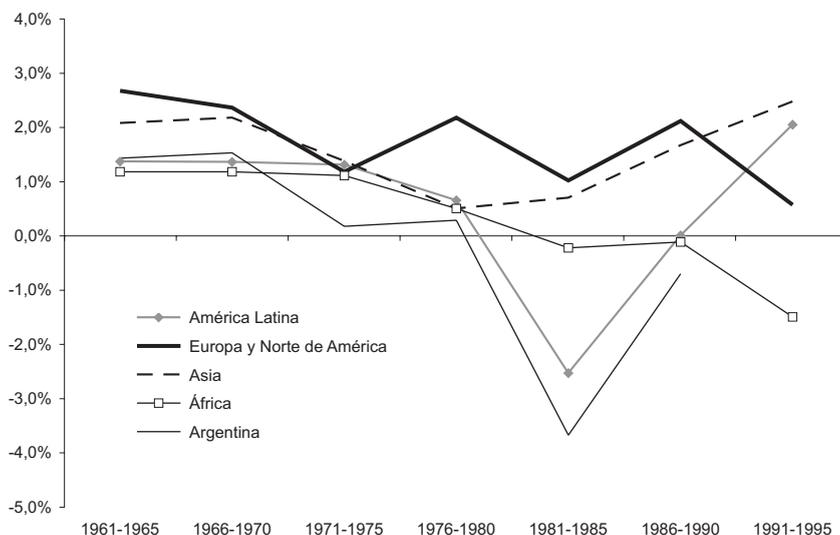
El Gráfico 7 presenta la evolución del crecimiento del capital físico per cápita. Éste muestra un crecimiento en todas las regiones entre 1961 y 1980 para luego declinar, siendo el período 1991-1995 uno de recuperación en Asia y América Latina. África, América Latina y Argentina registran hacia el final de la muestra crecimiento de capital físico per capita negativo, muy inferior al logrado en Asia y Europa y Norte de América.

En cuanto al crecimiento de la productividad informada en el Gráfico 8, África muestra un constante deterioro, de un crecimiento de un 1% promedio anual en el período 1961-1965 a uno de -1,5% en 1991-1995. América Latina y Argentina han experimentado marcadas fluctuaciones en la productividad alcanzado niveles menores al -2% y -3% respectivamente en el período 1981-1985 para luego

**Gráfico 7 / Crecimiento del capital físico per cápita**



**Gráfico 8 / Crecimiento de la productividad**

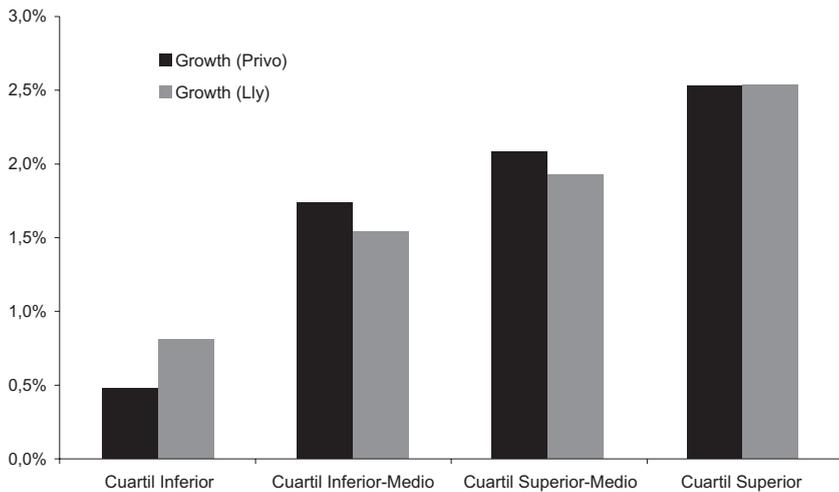


recuperarse. Los países de Asia y Europa y Norte de América presentan evoluciones más estables, si bien para la segunda región se nota un marcado deterioro, pasando de casi un 3% a un 0,5%. En el período 1991-1995 la productividad más alta fue la de Asia, seguida por la de América Latina, y la más baja la de África.

En el Gráfico 9 se indica el crecimiento económico promedio según el cuartil de desarrollo financiero para las dos medidas utilizadas.

Dentro del cuartil superior hay 90 observaciones de las cuales 61 tuvieron un crecimiento mayor al promedio de la muestra. Pertenecen a estas 61 observaciones países como Australia, Austria, Canadá, Suiza, Chipre, Francia, Reino Unido, Israel, Italia, Japón, República de Corea, Malasia, Holanda, Noruega, Portugal, Suecia, Tailandia, Estados Unidos y Sudáfrica. En el otro extremo, hay 49 observaciones en la muestra que pertenecen al menor cuartil de desarrollo financiero, siendo 27 las que tuvieron tasas de crecimiento económico menores al promedio de la muestra. Los países que pertenecen a este grupo son Argelia, Gambia, Ghana, Guatemala, Guyana, Haití, India, Sri Lanka, Lesotho, México, Malawi, Nicaragua, Papua Nueva Guinea, Sudán, Sierra Leona, Siria, Trinidad y Tobago y Zaire.

## Gráfico 9 / Crecimiento económico según cuartiles de desarrollo financiero



Los países que contribuyeron más al cuartil superior son Japón y Suiza. El primero llegó a tener tasas de desarrollo financiero de 175,04% y 174,84% (Crédito Privado y Pasivos Líquidos) con un crecimiento de 4,07% en el período de 1986-1990. Por su parte, Suiza tuvo en el mismo período un desarrollo financiero de 181,47% y 141,86% con un crecimiento económico de 2,02%.

En el otro extremo de la base de datos encontramos países como Zaire y Ruanda. El primero registró un desarrollo financiero de 1,56% y 6,72% en el período de 1986-1990 con una tasa de crecimiento económico de -2,62%. Asimismo, Ruanda promedió tasas de intermediación financiera promedio de 2,47% y 8,76% entre 1971-1975 con un crecimiento económico promedio de -2,37%.

En este gráfico se puede observar que el diferencial en términos de crecimiento de pasar del cuartil inferior al siguiente es mucho mayor que el de pasar de un cuartil al inmediato superior para el resto de los cuartiles. Por lo tanto, este sencillo ejercicio, sin controlar por otras variables, estaría indicando *a priori* que serían los países menos desarrollados desde el punto de vista financiero los que más se beneficiarían en su crecimiento económico de pasar del cuartil inferior al siguiente de desarrollo financiero.

#### IV. Metodología

Usamos técnicas del Método Generalizado de Momentos (MGM) para paneles dinámicos para controlar por la posible endogeneidad del desarrollo financiero.<sup>4</sup> Es decir, queremos controlar nuestras estimaciones de manera de estimar los efectos que tiene el desarrollo financiero en el crecimiento cuando el primero cambia de manera exógena. Entonces, si  $y_{i,t}$  es el logaritmo del PBI per cápita del país  $i$  en el momento  $t$ , la ecuación inicial sería:

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \beta' X_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (5)$$

donde,  $X_{i,t}$  es un conjunto de variables explicativas (sin contar el PBI per cápita del período anterior) donde están incluidas las medidas de desarrollo financiero,  $\eta_i$  captura efectos no observables específicos de la parte de corte transversal de la muestra,  $\lambda_t$  es un término de efectos temporales específicos y  $\varepsilon_{i,t}$  es el término de error. Podemos reescribir esta ecuación (restando  $y_{i,t-1}$  a ambos lados) como:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = (\alpha - 1)y_{i,t-1} + \beta' X_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

que es la ecuación que estamos interesados en explicar, siendo  $y_{i,t} - y_{i,t-1}$  la tasa de crecimiento del PBI real per cápita.

Para eliminar el efecto específico de la parte de corte transversal, tomamos las primeras diferencias de la ecuación (5) como sugieren Arellano y Bond (1991):

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = (\alpha - 1)(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta' (X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (\lambda_t - \lambda_{t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}). \quad (7)$$

Para estimar esta ecuación son necesarios instrumentos para intentar solucionar el posible problema de endogeneidad de las variables explicativas y el problema de que, por construcción, el nuevo término de error ( $\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ ) está correlacionado con ( $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ ). Arellano y Bond (1991) proponen usar los rezagos de las variables explicativas en niveles como instrumentos para remediar el problema de endogeneidad. Bajo los supuestos de que el término de error,  $\varepsilon$ , no está serialmente correlacionado y las variables explicativas,  $X$ , son débilmente exógenas (esto

---

<sup>4</sup> El método utilizado es descrito principalmente en Arellano y Bond (1991), Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998).

quiere decir, asumir que las variables explicativas no están correlacionadas con futuras realizaciones del término de error), el estimador para paneles dinámicos del MGM usa las siguientes condiciones de momentos:

$$E[y_{i,t-s}(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \quad \text{para } s \geq 2; t = 3, \dots, T, \quad (8)$$

$$E[X_{i,t-s}(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \quad \text{para } s \geq 2; t = 3, \dots, T. \quad (9)$$

El MGM con estas condiciones de momentos es referido como el estimador en diferencias.

Sin embargo, este estimador tiene varios problemas econométricos y conceptuales a la hora de la estimación. Primero, al hacer primeras diferencias se pierde el término específico del corte transversal. Y además, si las variables explicativas son persistentes en el tiempo, esto afecta las propiedades asintóticas del estimador en diferencias. Estudios de simulación muestran que el estimador en diferencias tiene sesgo para muestras grandes y una pobre precisión.

Para solucionar estos problemas, Blundell y Bond (1998) proponen que el estimador en diferencias sea combinado con un estimador en niveles para producir un estimador proveniente de un sistema. La inclusión de una ecuación de las variables en niveles nos permite usar información de las diferencias entre países que vienen puramente de la parte de corte transversal de la muestra.

La ecuación en niveles usa rezagos de las diferencias de las variables explicativas bajo dos condiciones. Primero, el término de error no está serialmente correlacionado. Segundo, a pesar de que puede haber correlación entre los niveles de las variables explicativas y el término de error específico del corte transversal, no hay correlación entre las diferencias de las variables explicativas y el término de error. Estos supuestos son reflejados en las siguientes propiedades estacionarias:

$$E[y_{i,t+p}\eta_i] = E[y_{i,t+q}\eta_i] \quad \text{y} \quad E[X_{i,t+p}\eta_i] = E[X_{i,t+q}\eta_i] \quad \forall p, q. \quad (10)$$

Las condiciones de momentos adicionales para la regresión en niveles son:

$$E[(y_{i,t-s} - y_{i,t-s-1})(\eta_i + \varepsilon_{i,t})] = 0 \quad \text{para } s = 1, \quad (11)$$

$$E[(X_{i,t-s} - X_{i,t-s-1})(\eta_i + \varepsilon_{i,t})] = 0 \quad \text{para } s = 1. \quad (12)$$

En resumen, el estimador MGM en sistema es obtenido usando las condiciones de momentos (8), (9), (11) y (12). Como el estimador en diferencias, este modelo es estimado usando el MGM en dos etapas generando coeficientes eficientes y consistentes.

La consistencia del estimador de MGM depende de la validez de los supuestos de instrumentos válidos y errores no autocorrelacionados. Siguiendo a Blundell y Bond (1998), usamos dos test para probar nuestro modelo y la validez de los instrumentos. En primer lugar, el test de Hansen de restricciones sobreidentificadas que testea la validez de los instrumentos. Bajo la hipótesis nula de que los instrumentos son válidos, la distribución del test es  $\chi^2$  con  $(J-K)$  grados de libertad, donde  $J$  es el número de instrumentos y  $K$  es el número de regresores. El segundo test examina el supuesto de no correlación serial entre los términos de error. La hipótesis nula es que las primeras diferencias del término de error no tienen autocorrelación de segundo orden.<sup>5</sup> Bajo esta hipótesis nula, el test tiene distribución normal estándar. Es decir, la imposibilidad de rechazar las hipótesis nulas en ambos casos sería dar apoyo a la especificación de nuestro modelo.

El estimador MGM en sistema presenta algunos problemas cuando se aplica a datos de panel con una pequeña cantidad de datos de corte transversal. Arellano y Bond (1991) y Blundell y Bond (1998) muestran que los errores asintóticos para el estimador en dos etapas están sesgados a la baja y, por lo tanto, la inferencia bajo este método sería errónea. Este problema empeora cuando el número de instrumentos es cercano al número de observaciones de corte transversal en la muestra de datos de panel. Además, cuando el número de instrumentos es elevado, el test de Hansen de validez de los instrumentos se debilita como muestra Roodman (2009) y, por lo tanto, puede suceder que se esté aceptando el modelo como válido cuando en realidad no se ha solucionado el problema de endogeneidad de las variables de interés.

Para solucionar el problema de los errores sesgados, aplicamos la corrección propuesta por Windmeijer (2005). Gran parte de la literatura en crecimiento económico y desarrollo financiero no aplica esta corrección, haciendo inferencias no válidas. En algunos casos se hacen inferencias con los resultados del MGM que tienden a tener un sesgo menor, pero en su versión de una etapa.

---

<sup>5</sup> Por construcción, el término de error posee probablemente autocorrelación de primer orden. No podemos usar el término de error de la regresión en niveles porque ésta incluye el error específico del corte transversal  $\eta_j$ .

El segundo problema es el de utilizar un gran número de instrumentos. La mayoría de los estudios de la literatura no reportan el número de instrumentos utilizados en sus estimaciones pero algunos (Levine, Loayza y Beck, 2000) señalan que usan un gran número de instrumentos con respecto a las observaciones de corte transversal. Para solucionar este problema, recurrimos a las técnicas sugeridas por Roodman (2009).

La primera es utilizar como instrumentos menos rezagos (tanto para la ecuación en diferencias como para la ecuación en niveles) que todos los disponibles. De esta manera, el número de instrumentos aumenta sólo linealmente con el número de observaciones temporales.

La segunda (y menos utilizada) sugerencia es combinar instrumentos en pequeños subconjuntos. Ésta es la técnica de colapso de instrumentos explicada de manera completa por Roodman (2009). Este enfoque también hace que los instrumentos aumenten de forma lineal con el número de observaciones temporales. Nosotros utilizamos esta técnica.

La utilización de estas dos sugerencias nos posibilita reducir el número de instrumentos en nuestras estimaciones de forma considerable y de tal manera el test de Hansen sobre la validez del modelo y exogeneidad de los instrumentos es más confiable.

Para verificar la validez de nuestros modelos utilizamos además el test en diferencias de Hansen. Éste verifica la validez de subconjuntos de instrumentos. Hace esto a través de calcular el aumento en el test de Hansen cuando el subconjunto a analizar es sumado al modelo estimado. Bajo la misma hipótesis nula de validez de todos los instrumentos, este test se distribuye  $\chi^2$  con grados de libertad igual al número de instrumentos del subconjunto agregado. Este test también se ve debilitado cuando el número de instrumentos es alto debido a que está basado en el test de Hansen original que se ve debilitado por este mismo problema. Como es sugerido por Roodman (2009) empezamos a dudar de la validez de nuestros modelos (o de la exogeneidad de los instrumentos utilizados) con *p-values* menores a 25% para ambos test estadísticos.

Es necesario hacer un apartado para comentar el sentido lógico de los instrumentos utilizados además de las bondades estadísticas de nuestro modelo. Al ser datos de panel, queda fuera la posibilidad de utilizar, por ejemplo, el origen legal como variable

instrumental a las variables de desarrollo financiero. Esto sucede porque el origen legal no tiene movimiento en el tiempo. Teniendo esto en cuenta, usar rezagos de las variables explicativas y sus diferencias como instrumentos es más directo ya que se están usando variables que sucedieron en períodos anteriores para explicar la variable dependiente. Por esto mismo, con estos instrumentos, de ser significativas las estimaciones, se dejaría de lado la posibilidad de argumentar la causalidad inversa.

Otro punto ha considerar y explicar es que en las ecuaciones estimadas se mide el nivel del desarrollo financiero en términos del producto de cada país. Como a su vez esta variable entra en la variable dependiente de ciertos modelos, se podría generar mecánicamente un efecto de la variable independiente sobre la dependiente. Por ejemplo, si se mantiene el nivel de crédito y sube el producto cae el cociente entre el nivel de crédito y producto. Entonces, mecánicamente, una caída del cociente entre el nivel de crédito y el producto tendría un efecto positivo sobre el producto. Pero aquí se debe aclarar que las variables de un lado y otro de las ecuaciones no son las mismas. La variable dependiente es el crecimiento del PBI real per cápita mientras que el PBI del lado derecho de la ecuación está en niveles por lo que podrían estar moviéndose de manera diferente. Además, las variables instrumentales controlan por este efecto. Al usar como variables independientes los rezagos, y diferencias de rezagos, por ejemplo, de la variable Crédito Privado/PBI y ser estas variables promedios de 5 años, este posible efecto desaparece.

En nuestra estimación agregamos variables *dummies* interactuadas con la variable explicativa que mide el desarrollo financiero. DF indica las variables de desarrollo financiero. La especificación para el *set* de variables que miden el desarrollo financiero sería la siguiente  $\beta_0 DF + \beta_1 DF * EUROOPENAM + \beta_2 DF * ASIA + \beta_3 DF * AFRICA$  donde LAC, EUROOPENAM, ASIA y AFRICA son variables *dummies* que identifican la región a la que pertenece cada país según la clasificación hecha anteriormente. De esta manera, el efecto total para América Latina sería  $\beta_0$ , para Europa y Norte de América sería  $(\beta_0 + \beta_1)$ , para Asia sería  $(\beta_0 + \beta_2)$  y para África  $(\beta_0 + \beta_3)$ . En la sección de resultados de las estimaciones se reportan los efectos totales para cada región.

## V. Resultados de las estimaciones

Primero estimamos la relación entre desarrollo financiero y crecimiento para todo el panel, como hicieron Beck *et al.* (2000), pero agregando la corrección de Windmeijer (2005) para tener una inferencia no sesgada y, además, realizamos

las estimaciones reduciendo el número de instrumentos utilizados de acuerdo a la metodología explicada, lo que nos permite realizar inferencias válidas y test adecuados sobre la exogeneidad de los instrumentos, siendo todo esto una característica diferencial respecto a lo realizado en la literatura precedente citada. Luego estimamos por regiones.

Los test de Hansen y de autocorrelación indican que todos los modelos son válidos en la Tabla 10, salvo el de la columna (2). Vemos la gran diferencia que existe en realizar inferencia sin y con corrección de Windmeijer en las estimaciones con gran número de instrumentos, que eran las habituales en anteriores estudios. Así se concluye que el Crédito Privado tiene un efecto significativamente distinto de cero de 0,64% al 1% de significación en la columna 1 sin realizar la corrección, mientras que realizando la corrección el coeficiente no es estadísticamente distinto de cero (con un *p-value* de 0,177). También el *p-value* aumenta en el coeficiente de “Lly” (Pasivos Líquidos) en la columna 3 siendo no estadísticamente significativo al 1% con la corrección, mientras que sin la corrección lo era, lo que llevaba a inferencias erróneas muy comunes en trabajos anteriores de esta literatura.

Finalmente vemos que en el modelo de la columna 4 tenemos que, usando pocos instrumentos y la corrección de Windmeijer, el desarrollo financiero tiene un impacto significativo sobre el crecimiento económico al 5% de significación para la de Pasivos Líquidos (Lly). La única variable de control significativa es el “*black market premium*” (Bmp) afectando en forma negativa el crecimiento económico, como era de esperar según las consideraciones teóricas previas.

Algunas comparaciones con la literatura citada anteriormente son necesarias. Levine, Loayza y Beck (2000) obtienen coeficientes para el crédito privado de 0,01522, mientras que en el intento de replicación de sus datos obtuvimos un coeficiente de 0,0064. Por el otro lado, para pasivos líquidos, el coeficiente obtenido por ellos es de 0,02522 frente al 0,0111 que obtuvimos en nuestras estimaciones. Estos efectos, sin embargo, aumentan de manera considerable cuando pasamos a utilizar el método de instrumentos colapsados donde obtenemos coeficientes de 0,0298 para pasivos líquidos (recordemos que la ecuación de la columna (2) no es válida). Este resultado es consistente con los resultados en Roodman (2009), donde al pasar de un *set* con una cantidad de instrumentos parecida al número de observaciones de corte transversal a un *set* de instrumentos colapsados, obtiene unos coeficientes mayores del desarrollo financiero sobre el crecimiento.

**Tabla 10 / Resultados de las estimaciones para crecimiento económico como variable dependiente con estimador en sistema del MGM para todo el panel**

Variable	Growth (1)	Growth (Collapsed Instruments) (2)	Growth (3)	Growth (Collapsed Instruments) (4)
Privo (a)	0,0064 (0,177) [0,000]	0,0089 (0,311) [0,280]		
Lly (a)			0,0111 (0,040) [0,000]	0,0289 (0,014) [0,009]
Initial (a)	0,015 (0,404) [0,000]	0,0026 (0,489) [0,406]	0,0004 (0,820) [0,286]	-0,0001 (0,998) [0,998]
Trade (a)	0,0047 (0,565) [0,003]	-0,0041 (0,725) [0,704]	0,0032 (0,630) [0,002]	-0,0111 (0,243) [0,181]
Gov (a)	-0,034 (0,765) [0,082]	0,0011 (0,945) [0,939]	-0,0111 (0,298) [0,000]	-0,0030 (0,855) [0,839]
pi (b)	-0,0014 (0,931) [0,668]	0,0140 (0,610) [0,486]	0,0017 (0,914) [0,500]	0,0237 (0,273) [0,228]
Bmp (b)	-0,0108 (0,040) [0,000]	-0,0164 (0,026) [0,006]	-0,0151 (0,006) [0,000]	-0,0270 (0,006) [0,001]
Sec	0,0025 (0,519) [0,004]	0,0022 (0,808) [0,766]	0,0032 (0,336) [0,000]	-0,0037 (0,557) [0,505]
Constant	0,0301 (0,168) [0,000]	0,0296 (0,489) [0,405]	0,0203 (0,389) [0,000]	0,0523 (0,192) [0,109]
Número Instrumentos	76	20	76	20
Obs.	449	449	450	450
Hansen (c)	0,290	0,154	0,226	0,390
Difference-in-Hansen (d)	0,651	0,154	0,450	0,390
Autocorr. (e)	0,663	0,780	0,614	0,824

Entre paréntesis se informan los *p-values* para cada coeficiente con la corrección de Windmeijer (2005), y entre corchetes se informan los *p-values* para cada coeficiente sin esta corrección.

Se incluyeron variables *dummies* temporales para todas las estimaciones como variables para controlar por efectos temporales específicos, pero estos coeficientes no son reportados por brevedad.

(a) Estas variables fueron incluidas como *log(variable)*.

(b) Estas variables fueron incluidas como *log(1+variable)*.

(c) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son válidos.

(d) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos es exógena para los instrumentos de la ecuación en niveles del MGM.

(e) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los errores no poseen autocorrelación de segundo orden.

En la Tabla 11 vemos que los modelos de instrumentos colapsados no son válidos por los niveles de los test de Hansen. Este es un claro caso en donde la utilización de muchos instrumentos hace aumentar artificialmente los *p-values* de los test de Hansen, aceptando instrumentos como válidos cuando en realidad no lo son, y no se logra separar el efecto exógeno del crecimiento del capital sobre el desarrollo financiero. En la columna 1 se llega a la inferencia errónea de que el coeficiente de la variable de desarrollo financiero afecta positivamente el crecimiento del *stock* de capital si no se realiza la corrección de Windmeijer de los *p-values*. Una vez corregidos estos, no tenemos efectos del desarrollo financiero en el crecimiento del *stock* de capital físico per cápita en ninguna estimación.

Además estimamos el efecto del desarrollo financiero sobre la acumulación de capital con la nueva metodología. Estimando con un conjunto de variables que sólo incluyen *dummies* temporales y las variables “Initial”, “Sec” y la *lag* de “Capgrols”, encontramos que los modelos de instrumentos colapsados son válidos por los niveles de los test de Hansen y autocorrelación de residuos pero no se encuentran efectos de las dos variables de desarrollo financiero sobre la acumulación de capital. Estos resultados y otras estimaciones alternativas con test de instrumentos válidos están a disposición ante pedido a los autores.

En la Tabla 12, el modelo 2 no es válido por los test de Hansen y demuestra como anteriormente se llegaban a incorrectas inferencias mirando el modelo 1. El modelo 3 es menos adecuado que el de la columna 4 al contener un número de instrumentos mayor, como hemos discutido en la metodología. La estimación en 4 muestra un impacto positivo y significativo al 10% de los Pasivos Líquidos (Lly) sobre la productividad, siendo el efecto importante (2,11%). Este último se obtiene usando la metodología adecuada según lo anteriormente expuesto en la sección sobre la metodología. Nuevamente la única variable de control significativa en la estimación es “Bmp”.

Los resultados soportan la idea de que el canal de transmisión del desarrollo financiero al crecimiento económico sería a través de aumentos en la productividad total de los factores y no a través del crecimiento del capital físico per cápita.

En la Tabla 13, las estimaciones en las columnas 2 y 5 son no válidas debido a que se puede rechazar la hipótesis nula de validez y exogeneidad de los instrumentos (otras regresiones válidas con el *set* de variables explicativas de control disminuido están disponibles a través de un pedido a los autores, pero éstas no reportan efectos

**Tabla 11 / Resultados de las estimaciones para crecimiento del capital como variable dependiente con estimador en sistema del MGM para todo el panel**

Variable	Capgrols (1)	Capgrols (Collapsed Instruments) (2)	Capgrols (3)	Capgrols (Collapsed Instruments) (4)
Privo (a)	0,0027 (0,616) [0,020]	0,0028 (0,793) [0,735]		
Lly (a)			0,0032 (0,703) [0,125]	0,0128 (0,394) [0,235]
Initial (a)	0,0005 (0,815) [0,374]	-0,0049 (0,260) [0,174]	0,0001 (0,948) [0,716]	-0,0058 (0,269) [0,066]
Trade (a)	0,0089 (0,278) [0,000]	-0,0149 (0,592) [0,305]	0,0020 (0,826) [0,265]	-0,0232 (0,425) [0,124]
Gov (a)	-0,0037 (0,818) [0,153]	0,0149 (0,570) [0,402]	-0,0106 (0,466) [0,000]	0,0078 (0,775) [0,644]
pi (b)	-0,0065 (0,586) [0,078]	-0,0138 (0,704) [0,508]	-0,0127 (0,357) [0,000]	-0,0204 (0,630) [0,343]
Bmp (b)	-0,0035 (0,573) [0,026]	-0,0170 (0,147) [0,016]	-0,0070 (0,287) [0,000]	-0,0211 (0,187) [0,048]
Sec	0,0024 (0,586) [0,016]	0,0054 (0,611) [0,453]	0,0010 (0,790) [0,267]	0,0017 (0,895) [0,812]
Capgrols (-1)	0,4972 (0,000) [0,000]	0,4408 (0,017) [0,000]	0,5333 (0,000) [0,000]	0,4006 (0,061) [0,001]
Constant	0,0227 (0,471) [0,000]	0,0624 (0,353) [0,130]	0,0040 (0,884) [0,515]	0,0588 (0,355) [0,136]
Número Instrumentos	84	22	84	22
Obs.	401	401	403	403
Hansen (c)	0,589	0,145	0,344	0,026
Difference-in-Hansen (d)	0,947	0,145	0,779	0,026
Autocorr. (e)	0,271	0,344	0,799	0,738

Entre paréntesis se informan los *p-values* para cada coeficiente con la corrección de Windmeijer (2005), y entre corchetes se informan los *p-values* para cada coeficiente sin esta corrección.

Se incluyeron variables *dummies* temporales para todas las estimaciones como variables para controlar por efectos temporales específicos, pero estos coeficientes no son reportados por brevedad.

(a) Estas variables fueron incluidas como *log(variable)*.

(b) Estas variables fueron incluidas como *log(1+variable)*.

(c) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son válidos.

(d) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos es exógena para los instrumentos de la ecuación en niveles del MGM.

(e) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los errores no poseen autocorrelación de segundo orden.

**Tabla 12 / Resultados de las estimaciones para productividad como variable dependiente con estimador en sistema del MGM para todo el panel**

Variable	Prod1 (1)	Prod1 (Collapsed Instruments) (2)	Prod1 (3)	Prod1 (Collapsed Instruments) (4)
Privo (a)	-0,0002 (0,966) [0,829]	0,0041 (0,628) [0,559]		
Lly (a)			0,0045 (0,446) [0,018]	0,0211 (0,058) [0,037]
Initial (a)	0,0012 (0,534) [0,000]	0,0005 (0,867) [0,829]	-0,0001 (0,961) [0,847]	-0,0013 (0,617) [0,125]
Trade (a)	0,0001 (0,993) [0,973]	-0,0078 (0,489) [0,441]	0,0012 (0,876) [0,447]	-0,0109 (0,307) [0,271]
Gov (a)	0,0013 (0,865) [0,485]	-0,0057 (0,691) [0,645]	-0,0063 (0,496) [0,012]	-0,0109 (0,451) [0,884]
pi (b)	-0,0043 (0,766) [0,041]	0,0124 (0,603) [0,452]	0,0006 (0,962) [0,813]	0,0252 (0,241) [0,345]
Bmp (b)	-0,0076 (0,073) [0,000]	-0,0125 (0,096) [0,036]	-0,0101 (0,029) [0,000]	-0,0210 (0,016) [0,018]
Sec	0,0041 (0,157) [0,000]	0,0052 (0,511) [0,404]	0,0032 (0,257) [0,000]	-0,0014 (0,807) [0,247]
Constant	0,0144 (0,397) [0,001]	-0,0003 (0,993) [0,991]	0,0108 (0,571) [0,014]	0,0189 (0,560) [0,074]
Número Instrumentos	76	20	76	20
Obs.	443	443	444	444
Hansen (c)	0,289	0,095	0,205	0,318
Difference-in-Hansen (d)	0,838	0,095	0,614	0,318
Autocorr. (e)	0,449	0,566	0,446	0,684

Entre paréntesis se informan los *p-values* para cada coeficiente con la corrección de Windmeijer (2005), y entre corchetes se informan los *p-values* para cada coeficiente sin esta corrección.

Se incluyeron variables *dummies* temporales para todas las estimaciones como variables para controlar por efectos temporales específicos, pero estos coeficientes no son reportados por brevedad.

(a) Estas variables fueron incluidas como  $\log(\text{variable})$ .

(b) Estas variables fueron incluidas como  $\log(1+\text{variable})$ .

(c) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son válidos.

(d) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos es exógena para los instrumentos de la ecuación en niveles del MGM.

(e) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los errores no poseen autocorrelación de segundo orden.

significativos del *stock* de capital per cápita en ninguna región). El resto de las estimaciones son válidas teniendo en cuenta la validez y exogeneidad de los instrumentos y la autocorrelación de segundo orden de los errores.

En la columna 1 tenemos que se puede rechazar al 10% que el coeficiente de Crédito Privado sobre crecimiento económico sea cero para América Latina. Se estima un efecto de 2,13% para la región, positivo e importante ( $p\text{-value} = 0,065$ ). El resto de las regiones presentan coeficientes estadísticamente no diferentes de cero. Este hecho de que al separar por regiones sólo una sea significativa nos está informando de cierta manera que son los países de esta región en gran medida los que llevan adelante gran parte del efecto positivo y significativo que habíamos encontrado para todo el panel.

En la columna 4 tenemos que se puede rechazar al 5% que el coeficiente de Pasivos Líquidos sobre crecimiento económico sea cero para América Latina y al 10% para África ( $p\text{-value}=0,088$ ). El coeficiente en África (0,0293) es mayor que en América Latina (0,0268) pero no significativamente. Para las otras dos regiones no es estadísticamente distinto de cero. O sea, la variable de desarrollo financiero que parece más relevante para el crecimiento económico por regiones es Pasivos Líquidos.

En las columnas 3 y 6 se informan los resultados del desarrollo financiero sobre la productividad total de los factores por regiones. En la columna 3 el coeficiente del Crédito Privado sobre la productividad es significativamente diferente de cero al 5,3% sólo para América Latina. En tanto en la columna 6 los Pasivos Líquidos impactan positivamente en la productividad al 10% de significación sólo para América Latina ( $p\text{-value}=0,063$ ) y no para África ( $p\text{-value}=0,446$ ).

Por último, debemos mencionar en esta sección algunos hechos con respecto a la robustez de nuestros resultados que son presentados en el Anexo E. Como presentan Rousseau y Wachtel (2008) nuestros resultados no son completamente robustos a modificaciones en la muestra como la mayoría de los resultados en este tipo de estudios. Para comprobar la robustez usamos dos métodos. En el primero utilizamos un *set* de variables de control disminuido, incluyendo sólo variables *dummies* temporales y las variables “Initial” y “Sec”, mientras que en el segundo hacemos varias estimaciones dejando de a un período de tiempo por vez fuera de las observaciones que utilizamos.

**Tabla 13 / Resultados de las estimaciones con estimador en sistema del MGM por regiones con corrección de Windmeijer (2005) e instrumentos colapsados**

Variable	Growth (1)	Capgrols (2)	Prod1 (3)	Growth (4)	Capgrols (5)	Prod1 (6)
LacPrivo (a)	0,0213 (0,065)	-0,0017 (0,914)	0,0167 (0,053)			
EuropePrivo (a)	-0,0016 (0,910)	0,0007 (0,981)	-0,0003 (0,982)			
AsiaPrivo (a)	0,0070 (0,607)	0,0053 (0,746)	0,0012 (0,927)			
AfricaPrivo (a)	0,0074 (0,450)	0,0038 (0,848)	-0,0039 (0,668)			
LacLly (a)				0,0268 (0,037)	-0,0012 (0,966)	0,0225 (0,063)
EuropeLly (a)				0,0041 (0,884)	0,0310 (0,522)	0,0063 (0,804)
AsiaLly (a)				0,0183 (0,398)	0,0065 (0,818)	0,0147 (0,443)
AfricaLly (a)				0,0293 (0,088)	0,0147 (0,486)	0,0115 (0,446)
Capgrols (-1)		0,5908 (0,000)			0,6342 (0,000)	
Initial (a)	0,0067 (0,112)	0,0033 (0,613)	0,0035 (0,379)	0,0041 (0,373)	0,0017 (0,728)	0,0017 (0,697)
Trade (a)	-0,0194 (0,091)	-0,0340 (0,260)	-0,0239 (0,039)	-0,0202 (0,075)	-0,0239 (0,299)	-0,024 (0,025)
Gov (a)	-0,0339 (0,102)	-0,0383 (0,110)	-0,0254 (0,155)	-0,0506 (0,045)	0,0181 (0,233)	-0,049 (0,047)
pi (b)	-0,0390 (0,158)	-0,0398 (0,081)	-0,0323 (0,180)	-0,0310 (0,185)	-0,0310 (0,198)	-0,0353 (0,135)
Bmp (b)	-0,0104 (0,175)	-0,0055 (0,709)	-0,0103 (0,111)	-0,0173 (0,063)	-0,0180 (0,233)	-0,0117 (0,218)
Sec	-0,0077 (0,268)	0,0065 (0,591)	0,032 (0,651)	-0,0128 (0,092)	0,0023 (0,835)	-0,0043 (0,564)
Constant	-0,0563 (0,224)	-0,1033 (0,126)	-0,0587 (0,223)	-0,0682 (0,226)	-0,0367 (0,555)	-0,0839 (0,128)

**Tabla 13 / Resultados de las estimaciones con estimador en sistema del MGM por regiones con corrección de Windmeijer (2005) e instrumentos colapsados (continuación)**

Variable	Growth	Capgrols	Prod1	Growth	Capgrols	Prod1
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Obs.	449	401	443	450	403	444
Nº Instrumentos	32	35	32	32	35	32
Hansen (c)	0,452	0,190	0,560	0,421	0,008	0,650
Difference-in Hansen (d)	0,481	0,179	0,874	0,394	0,003	0,947
Difference-in Hansen (e)	0,819	0,118	0,798	0,482	0,005	0,940
Autocorr. (f)	0,929	0,689	0,817	0,962	0,990	0,875

Entre paréntesis se informan los *p-values* para cada coeficiente con la corrección de Windmeijer (2005).

Se incluyeron variables *dummies* temporales para todas las estimaciones como variables para controlar por efectos temporales específicos, pero estos coeficientes no son reportados por brevedad.

En las estimaciones para crecimiento del capital fue incluido el primer rezago del capital como variable explicativa para afrontar los problemas de correlación serial en esta ecuación. Este enfoque es el sugerido por Beck, Levine y Loayza (2000).

(a) Estas variables fueron incluidas como *log(variable)*.

(b) Estas variables fueron incluidas como *log(1+variable)*.

(c) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son válidos.

(d) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos para el subconjunto de variables de control (sin las variables de desarrollo financiero) es exógena para la ecuación en niveles del MGM.

(e) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos para el subconjunto de variables de desarrollo financiero es exógena para la ecuación en niveles del MGM.

(f) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los errores no poseen autocorrelación de segundo orden.

Para todo el panel presentamos resultados de diferentes estimaciones (8 en total) con la variable Crédito Privado como medida del desarrollo financiero para testear la robustez. De las 8 estimaciones, sólo la mitad tiene coeficientes similares a los originales obtenidos en la Tabla 10 y son estadísticamente diferentes de cero. Las demás no presentan coeficientes estadísticamente significativos. Con la variable Pasivos Líquidos parece haber una relación más robusta, con coeficientes positivos y estadísticamente diferentes de cero en 6 de las 8 estimaciones alternativas que realizamos.

En el caso de las estimaciones dividiendo por regiones, la mitad de las estimaciones realizadas muestran efectos positivos y significativos para América Latina replicando el resultado obtenido en la Tabla 13 para Crédito Privado sobre crecimiento económico. Además, en dos de las estimaciones la región de África muestra coeficientes positivos y estadísticamente diferentes de cero. Por su parte, los Pasivos Líquidos muestran una similar robustez indicando, en la mitad de las estimaciones, que las regiones de América Latina y África tienen coeficientes positivos y significativos en términos estadísticos.

También se han agregado estimaciones actualizando la base de datos con dos quinquenios más (incluyendo el período 1996-2005). Para estas estimaciones sólo se ha considerado como variable dependiente el crecimiento del PBI real per cápita, ya que no fue posible obtener datos de crecimiento de capital y, por lo tanto, calcular el residuo de Solow como *proxy* de la PTF. Hemos realizado estimaciones para todo el largo de la base (de 1961-2005) y para los tres últimos períodos. Los resultados proveen información interesante para realizar futuras investigaciones. El efecto del desarrollo financiero parece haber disminuido hasta llegar a no tener ningún efecto sobre el crecimiento económico. Además, en las estimaciones para los tres últimos períodos, los test de exogeneidad de los instrumentos no validan que la causalidad sea de desarrollo financiero a crecimiento. Esto es coherente con los resultados obtenidos en Bebczuk, Burdisso, Carrera y Sangiácomo (2010), donde se prueba que en los últimos años la causalidad ha ido mayormente desde crecimiento a desarrollo financiero.

## VI. Impacto del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico en los países

Partiendo de la ecuación (6), que es nuestra estimación, podemos hallar el impacto de aumentos exógenos del desarrollo financiero en el crecimiento. Para ello, hallamos el efecto marginal:

$$\frac{\partial (y_{i,t} - y_{i,t-1})}{\partial [\ln(x_{i,t})]} = \beta_j, \quad (13)$$

donde  $y_{i,t}$  es el PBI per cápita en logaritmos y donde  $x_{i,t}$  es la variable de desarrollo financiero que hace referencia a la región  $j$  y, por lo tanto, obtenemos el efecto marginal para esa región. Para estimar el impacto de un aumento exógeno del desarrollo financiero en el crecimiento debemos aproximar lo obtenido en (13) por:<sup>6</sup>

$$\Delta [y_{i,t} - y_{i,t-1}] = \beta_j \frac{\Delta x_{i,t}}{x_{i,t}} \quad (14)$$

---

<sup>6</sup> Pasar de (13) a (14) tiene sus implicancias porque (13) sólo se cumple infinitesimalmente, por lo tanto el cálculo en (14) sería una aproximación válida únicamente para pequeñas variaciones de  $x$  y es por esto que únicamente calculamos aumentos exógenos del desarrollo financiero del 10%.

De esta manera, podemos ver cómo un aumento exógeno del desarrollo financiero hubiera afectado al crecimiento anual promedio.

En las tablas 14 y 15 presentamos el nivel del crecimiento en el PBI real per cápita en Argentina, América Latina y el resto de las regiones que hubiera tenido ese país o región de haberse dado un aumento exógeno del 10% en el Crédito Privado (Tabla 14) y del 10% en los Pasivos Líquidos (Tabla 15). Esto sin embargo no hecha luz sobre la crucial pregunta de cómo lograr el aumento en el desarrollo financiero.

Estas tablas reportan cuál habría sido el impacto para cada región en el crecimiento económico si se hubiera dado un aumento exógeno del desarrollo financiero del 10% en el período estudiado. Si “F.Growth” hace referencia al crecimiento económico

**Tabla 14 / Efectos del aumento exógeno del 10% del Crédito Privado**

Región	Promedio Growth	Promedio Privo	$\beta$ Growth	F. Growth (a)
Argentina	0,0095	0,1568	0,0213	0,0116
América Latina	0,0109	0,2160	0,0213	0,0130
Europa y Norte de América	0,0275	0,6821	0	0,0275
Asia	0,0283	0,3748	0	0,0283
África	0,0078	0,2066	0	0,0078
Todas	0,0177	0,3670	0	0,0177

(a) Esta columna presenta el crecimiento económico anual en tanto por uno que se hubiera dado, según las estimaciones, si hubiera ocurrido un aumento exógeno del Crédito Privado de un 10%.

**Tabla 15 / Efectos de aumentos exógenos del desarrollo financiero medido como Pasivos Líquidos**

Región	Promedio Growth	Promedio Lly	$\beta$ Growth	F. Growth (a)
Argentina	0,0095	0,1848	0,0268	0,0122
América Latina	0,0109	0,2662	0,0268	0,0136
Europa y Norte de América	0,0275	0,6398	0	0,0275
Asia	0,0283	0,4543	0	0,0283
África	0,0078	0,359	0,0293	0,0095
Todas	0,0177	0,4246	0,0289	0,0206

(a) Esta columna presenta el crecimiento económico anual en tanto por uno que se hubiera dado, según las estimaciones, si hubiera ocurrido un aumento exógeno de los Pasivos Líquidos de un 10%.

promedio anual que hubiera tenido la región bajo un aumento exógeno del desarrollo financiero del 10%, la fórmula para hacer el cálculo es la siguiente:

$$F.Growth = \text{Promedio Growth} + \text{Impacto} \quad (15)$$

$$\text{Impacto} = \beta \text{ Growth}^*(0,1) \quad (16)$$

El impacto estimado del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico para todos los países del panel es estadísticamente diferente de cero al 10% de significación para las medidas de desarrollo financiero Crédito Privado (Privo) y Pasivos Líquidos (Lly). Si ambas variables hubieran aumentado exógenamente en un 10%, el crecimiento promedio anual en el período 1961-1995 hubiera pasado para el conjunto de países de 1,77% al 2,06% para Pasivos Líquidos, mientras que se hubiera quedado en 1,77% según Crédito Privado.

Los impactos estimados son importantes para las regiones de África y América Latina. Por ejemplo, si África hubiera tenido un aumento exógeno de los Pasivos Líquidos del 10% hubiera pasado de un crecimiento económico promedio anual sobre el período del panel de 0,78% a 0,95%. Si lo propio hubiera ocurrido con el Crédito Privado para América Latina esta región hubiera aumentado su crecimiento anual promedio de 1,09% a 1,3%.

Si Argentina hubiera tenido un nivel de Crédito Privado sobre PBI un 10% superior hubiera pasado de un crecimiento económico promedio anual sobre el período del panel de 0,95% a 1,16%.<sup>7</sup> Lo mismo es cierto para un incremento similar en los Pasivos Líquidos para el caso de Argentina.

## VII. Conclusiones

Este trabajo analiza la naturaleza del efecto del desarrollo financiero (medido como crédito al sector privado sobre PBI y como pasivos líquidos sobre PBI) sobre el crecimiento económico (medido como el crecimiento en el PBI real per cápita) y las fuentes del crecimiento del PBI (medidas como el crecimiento de la productividad total de los factores y el crecimiento del *stock* de capital físico per cápita).

---

<sup>7</sup> Ver la nota al pie número 5 para notar el peligro al hacer este tipo de inferencias y aproximaciones de posibles efectos de cambios exógenos en el desarrollo financiero sobre el crecimiento.

Aplicamos el Método Generalizado de Momentos en sistema. Este método es utilizado en la literatura de desarrollo financiero y crecimiento económico porque trata de resolver difíciles problemas econométricos tales como: paneles cortos en el tiempo, con variable dependiente dinámica, efectos fijos y la falta de buenos instrumentos externos. Tenemos en cuenta el hecho de que las inferencias en la literatura citada son en gran medida erróneas debido al problema del sesgo a la baja de los desvíos estándares señalado por Windmeijer (2005) y al problema de emplear demasiados instrumentos señalado por Roodman (2009). El peligro es utilizar automáticamente complicados estimadores presentes en paquetes econométricos como Stata sin tener en cuenta sus riesgos, que incluyen la propensión a obtener efectos positivos del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico donde no los hay debido a los problemas antes señalados. O sea el problema de los falsos positivos.

En este trabajo se corrige por estos dos últimos problemas (sesgo a la baja de los desvíos estándares y demasiados instrumentos) para obtener inferencias válidas del efecto del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico, siendo esto una característica diferencial de nuestro trabajo respecto de la literatura precedente citada.

Reexaminamos entonces la relación empírica entre desarrollo financiero y crecimiento económico teniendo en cuenta los problemas antes planteados con un panel de 78 países y 35 años.

Nuestras estimaciones corregidas sugieren que el desarrollo financiero contribuye a aumentar el crecimiento económico sobre todo en América Latina y África, siendo los efectos económicamente grandes y estadísticamente positivos si consideramos el período 1961-1995. También encontramos que en este período el principal canal de transmisión del desarrollo financiero al crecimiento económico sería a través del incremento en la productividad, como lo sostenía Schumpeter.

Si Argentina hubiera tenido un nivel de Crédito Privado sobre PBI un 10% superior hubiera pasado de un crecimiento económico promedio anual sobre el período del panel (1961-1995) de 0,95% a 1,16%. Lo mismo es cierto para un incremento similar en los Pasivos Líquidos.

Sin embargo, este resultado parece haberse diluido con el paso del tiempo ya que considerando el período 1961-2005 el desarrollo financiero (especialmente medido como el crédito al sector privado sobre PBI y no tanto como los pasivos líquidos sobre PBI - ver Anexo E) no es una variable estadísticamente significativa en la determinación del crecimiento económico.

## Referencias

**Acemoglu, Johnson y Robinson (2001)**, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 91, pp. 1369-1401.

**Aghion y Howitt (1998)**, *Endogenous Growth Theory*, Massachusetts Institute of Technology Press, febrero.

**Arellano y Bond (1991)**, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.

**Arellano and Bover (1995)**, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Component Models”, *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-51.

**Bagehot (1873)**, *Lombard Street*, Homewood, IL: Richard D. Irwin, (1962 Edition).

**Bazzi y Clemens (2009)**, “Blunt Instruments: On Establishing the Causes of Economic Growth”, Center for Global Development, Working Paper N° 171, mayo.

**Bebczuk (1999)**, “Essays in Corporate Saving, Financial Development and Growth”, Tesis doctoral no publicada, University of Illinois at Urbana-Champaign.

**Bebczuk (2009)**, “Corporate Finance, Financial Development and Growth”, Departamento de Economía, Universidad Nacional de La Plata, mimeo.

**Bebczuk, Burdisso, Carrera y Sangiácomo (2010)**, “A New Look into Credit Procyclicality: International Panel Evidence”, mimeo, BCRA.

**Beck (2008)**, “The Econometrics of Finance and Growth”, Policy Research Working Paper 4608, The World Bank, abril.

**Beck y Demirgüç-Kunt (2009)**, “Financial Institutions and Markets across Countries and Over Time, Data and Analysis”, mimeo, mayo.

**Beck, Demirgüç-Kunt y Levine (2003)**, “Law, Endowments, and Finance”, *Journal of Financial Economics*, 70, pp. 137-181.

**Beck, Levine y Loayza (2000)**, "Finance and the Sources of Growth," *Journal of Financial Economics*, 58 (1,2), pp. 261-300.

**Blundell y Bond (1998)**, "Initial Conditions and Moments Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.

**Dabós (2008)**, "Mercado de capitales, sistema financiero y crecimiento económico", mimeo. Primer Premio en el concurso Premio Anual ADEBA (Asociación de Bancos Privados de Capital Argentino).

**Dapena (2008)**, "Rol del Mercado de Capitales en el Crecimiento de la Economía: Literatura y Evidencia para Argentina", UCEMA, mimeo, abril.

**De Gregorio y Guidotti (1995)**, "Financial Development and Economic Growth", *World Development*, 23 (3), pp. 433-448.

**Easterly y Levine (2003)**, "Tropics, Germs, and Crops: How Endowments Influence Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 50, pp. 3-39.

**Engerman y Sokoloff (1997)**, "Factor Endowments, Institutions, and Differential Paths of Growth Among New World Economies: A View from Economic Historians of the United States", en: *How Latin America Fell Behind*, Ed.: S. Haber, Stanford, CA: Stanford University Press: pp. 260-304.

**Fry (1995)**, *Money, Interest, and Banking in Economic Development*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.

**Goldsmith (1969)**, *Financial Structure and Development*, Yale University Press, New Haven, CT.

**Gries, Kraft y Meierrieks (2008)**, "Financial Deepening, Trade Openness and Economic Growth in Latin America and the Caribbean", Working Paper N° 2008-10, Center for International Economics, University of Paderborn, Paderbon, Alemania, agosto.

**Gurley y Shaw (1955)**, "Financial Aspects of Economic Development", *American Economic Review*, 45, pp. 515-538.

**King y Levine (1993)**, "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right", *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), agosto, pp. 717-37.

**King y Levine (1994)**, "Capital Fundamentalism, Economic Development, and Economic Growth", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, pp. 259-92.

**Levine, Loayza y Beck (2000)**, "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", *Journal of Monetary Economics*, 46, agosto, pp. 31-77.

**Levine (2005)**, "Finance and Growth: Theory and Evidence", en Aghion y Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier: Amsterdam.

**Lucas (1988)**, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22, pp. 3-42.

**McKinnon (1973)**, *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC: Brookings Institution.

**Meier y Seers (1984)**, *Pioneers in Development*, Nueva York: Oxford University Press.

**Rioja y Valev (2004a)**, "Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development", *Economic Inquiry*, 42(1), pp. 127-140.

**Rioja y Valev (2004b)**, "Does One Size Fit All: A Reexamination of the Finance and Growth Relationship", *Journal of Development Economics*, 74(2), pp. 269-513.

**Robinson (1952)**, "The Generalization of the General Theory", en *The Rate of Interest and Other Essays*, Londres: MacMillan.

**Roodman (2009)**, "A Note on the Theme of Too Many Instruments", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Departamento de Economía, University of Oxford, vol. 71(1), pp. 135-158.

**Rousseau y Wachtel (2007)**, "What is happening to the impact of financial deepening on economic growth?", mimeo, enero.

**Schumpeter (1912)**, *The Theory of Economic Development*, Cambridge, MA: Harvard University Press, traducido por R. Opie., 1934.

**Shaw (1973)**, *Financial Deepening in Economic Development*, Nueva York: Oxford University Press.

**Solow (1956)**, "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, febrero, pp. 65-94.

**Takuma (2008)**, "Financial Development and Volatility of Growth Rates: New Evidence", MPRA Paper N° 11341, noviembre.

**Windmeijer (2005)**, "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two- Step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, Vol. 126 (1), mayo, pp. 25-51.

## Anexo A / Comandos de Stata para las estimaciones

Para las estimaciones econométricas fue usado el programa Stata en su versión número 10. Para todas las estimaciones realizadas fue utilizado el paquete *xtabond2* de David Roodman disponibles en <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s435901.html>, donde también se encuentra una explicación disponible acerca de cómo funciona este paquete en Stata desde su versión 7 en adelante.

Para las estimaciones de la Tabla 10 con el *set* de instrumentos completos e instrumentos colapsados utilizamos los siguientes comandos respectivamente:

- *xtabond2* (*y X λ*), *gmm*(*X*, *lag*(2 2)) *iv*(*λ*) *small twostep robust*
- *xtabond2* (*y X λ*), *gmm*(*X*, *lag*(2 2) *collapse equation(both)*) *iv*(*λ*) *small twostep robust*

En este caso *y* es nuestra variable dependiente, *X* el conjunto de variables independientes y *λ* el *set* de variables *dummies* temporales.

En el caso de las estimaciones de la Tabla 13, se realizó una pequeña modificación a los comandos porque con la especificación anterior, el modelo no pasaba los test de validez de Hansen. En todos los casos se utilizó el siguiente comando:

- *xtabond2* (*y X λ*), *gmm*(*X (sin DF)*, *lag*(1 2) *collapse equation(both)*) *gmm*(*FD*, *lag*(2 2) *collapse equation(both)*) *iv*(*λ*) *small twostep robust*

Las definiciones son las mismas que usamos anteriormente, nada más que ahora separamos el *set* de variables independientes (*X*) entre las que eran de interés (*DF*) y el resto (*X sin DF*).

## Anexo B / Efectos para América Latina de un aumento del 10% del Crédito Privado

País	Promedio Growth	Promedio Privo	$\beta$ Growth	F.Growth (a)
Argentina	0,0095	0,1568	0,0213	0,0116
Bolivia	0,0074	0,1347	0,0213	0,0095
Brasil	0,0266	0,2781	0,0213	0,0287
Chile	0,0187	0,2781	0,0213	0,0208
Colombia	0,0235	0,2111	0,0213	0,0256
Costa Rica	0,017	0,2171	0,0213	0,0191
República Dominicana	0,0222	0,1945	0,0213	0,0243
Ecuador	0,0228	0,1795	0,0213	0,0249
El Salvador	0,0021	0,2284	0,0213	0,0042
Guatemala	0,0108	0,1342	0,0213	0,0129
Guyana	0,0038	0,2057	0,0213	0,0059
Haiti	-0,0147	0,0785	0,0213	-0,0126
Honduras	0,0071	0,2426	0,0213	0,0092
Jamaica	0,0089	0,2485	0,0213	0,0110
Mexico	0,0174	0,23	0,0213	0,0195
Nicaragua	-0,0132	0,2588	0,0213	-0,0111
Panama	0,024	0,4107	0,0213	0,0261
Paraguay	0,0198	0,1469	0,0213	0,0219
Peru	0,006	0,1327	0,0213	0,0081
Trinidad and Tobago	0,0131	0,3207	0,0213	0,0152
Uruguay	0,0124	0,2125	0,0213	0,0145
Venezuela	-0,0063	0,3357	0,0213	-0,0042

(a) Esta columna presenta el crecimiento económico anual promedio durante la muestra que hubiera tenido el país en tanto por uno si hubiera experimentado un aumento exógeno del Crédito Privado de un 10%.

## Anexo C / Efectos para América Latina de un aumento del 10% en los Pasivos Líquidos

País	Promedio Growth	Promedio Lly	$\beta$ Growth	F.Growth (a)
Argentina	0,0095	0,1848	0,0268	0,0122
Bolivia	0,0074	0,1659	0,0268	0,0101
Brasil	0,0266	0,1918	0,0268	0,0293
Chile	0,0187	0,2296	0,0268	0,0214
Colombia	0,0235	0,2228	0,0268	0,0262
Costa Rica	0,017	0,2968	0,0268	0,0197
República Dominicana	0,0222	0,2068	0,0268	0,0249
Ecuador	0,0228	0,2018	0,0268	0,0255
El Salvador	0,0021	0,2714	0,0268	0,0048
Guatemala	0,0108	0,2042	0,0268	0,0135
Guyana	0,0038	0,5365	0,0268	0,0065
Haiti	-0,0147	0,2296	0,0268	-0,0120
Honduras	0,0071	0,2327	0,0268	0,0098
Jamaica	0,0089	0,3747	0,0268	0,0116
Mexico	0,0174	0,259	0,0268	0,0201
Nicaragua	-0,0132	0,3454	0,0268	-0,0105
Panama	0,024	0,3385	0,0268	0,0267
Paraguay	0,0198	0,1787	0,0268	0,0225
Peru	0,006	0,1846	0,0268	0,0087
Trinidad and Tobago	0,0131	0,3788	0,0268	0,0158
Uruguay	0,0124	0,2956	0,0268	0,0151
Venezuela	-0,0063	0,3725	0,0268	-0,0036

(a) Esta columna presenta el crecimiento económico anual promedio durante la muestra que hubiera tenido el país en tanto por uno si hubiera experimentado un aumento exógeno de los Pasivos Líquidos de un 10%.

## Anexo D / Robustez de los resultados

Variable	Growth (1)	Growth (2)	Growth (3)	Growth (4)	Growth (5)	Growth (6)	Growth (7)	Growth (8)
Privo (a)	0,014 (0,099)	0,0069 (0,368)	0,0094 (0,305)	0,0053 (0,433)	0,0116 (0,291)	0,0263 (0,103)	0,0048 (0,725)	0,0081 (0,403)
Obs.	477	477	407	389	378	373	372	379
Nº Instrumentos	12	12	20	20	20	20	20	19
Hansen (b)	0,304	0,182	0,184	0,347	0,428	0,426	0,176	0,348
Autocorr.(e)	0,875	0,821	0,623	0,648	0,914	0,703	0,837	0,733

Entre paréntesis aparecen los *p-values* para cada coeficiente bajo la corrección de Windmeijer (2005).

Se incluyeron variables dummies temporales para todas las estimaciones.

(a) Estas variables fueron incluidas como  $\log(\text{variable})$ .

(b) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son válidos.

(e) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los errores no poseen autocorrelación de segundo orden.

(1) Esta ecuación fue estimada bajo el *set* de variables de control simple.

(2)-(8) Estas regresiones fueron estimadas con el *set* de variables de control completo dejando fuera de la muestra de a un período por vez. Por ejemplo, en (2) se dejó afuera el período 1961-1965, en (3) de 1966-1970 y así hasta la (8).

Variable	Growth (1)	Growth (2)	Growth (3)	Growth (4)	Growth (5)	Growth (6)	Growth (7)	Growth (8)
Lly (a)	0,0159 (0,125)	0,0284 (0,015)	0,029 (0,015)	0,0182 (0,124)	0,0192 (0,159)	0,0631 (0,008)	0,0165 (0,210)	0,0325 (0,014)
Obs.	477	409	389	389	379	374	373	380
Nº Instrumentos	12	20	20	20	20	20	20	19
Hansen (b)	0,354	0,413	0,398	0,470	0,537	0,717	0,305	0,403
Autocorr.(e)	0,834	0,845	0,714	0,589	0,892	0,319	0,986	0,416

Entre paréntesis aparecen los *p-values* para cada coeficiente bajo la corrección de Windmeijer (2005).

Se incluyeron variables dummies temporales para todas las estimaciones.

(a) Estas variables fueron incluidas como  $\log(\text{variable})$ .

(b) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son válidos.

(e) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los errores no poseen autocorrelación de segundo orden.

(1) Esta ecuación fue estimada bajo el *set* de variables de control simple.

(2)-(8) Estas regresiones fueron estimadas con el *set* de variables de control completo dejando fuera de la muestra de a un período por vez. Por ejemplo, en (2) se dejó afuera el período 1961-1965, en (3) de 1966-1970 y así hasta la (8).

Variable	Growth (1)	Growth (2)	Growth (3)	Growth (4)	Growth (5)	Growth (6)	Growth (7)	Growth (8)
LacPrivo (a)	0,0130 (0,381)	0,0171 (0,142)	0,0185 (0,122)	0,0109 (0,392)	0,0221 (0,089)	0,0288 (0,133)	0,0110 (0,436)	-0,0006 (0,948)
EuropePrivo (a)	-0,0168 (0,510)	-0,0069 (0,640)	-0,0073 (0,690)	-0,0021 (0,914)	0,0045 (0,852)	-0,0049 (0,858)	-0,0154 (0,659)	-0,0121 (0,523)
AsiaPrivo (a)	0,0098 (0,567)	0,0017 (0,900)	0,0052 (0,708)	0,00002 (0,999)	0,0082 (0,609)	0,0141 (0,485)	0,0025 (0,914)	-0,0117 (0,290)
AfricaPrivo (a)	0,0136 (0,286)	0,0071 (0,493)	0,0037 (0,690)	0,0082 (0,605)	0,0220 (0,046)	0,0347 (0,006)	-0,0232 (0,494)	0,0016 (0,858)
Obs.	477	407	396	389	378	373	372	379
Nº Instrumentos	20	32	32	32	32	32	32	31
Hansen (b)	0,099	0,422	0,269	0,132	0,346	0,561	0,365	0,526
Difference-in- Hansen (c)	0,046	0,425	0,507	0,047	0,545	0,327	0,161	0,703
Difference-in- Hansen (d)	0,099	0,809	0,785	0,132	0,560	0,822	0,326	0,557
Autocorr.(e)	0,844	0,981	0,787	0,729	0,920	0,687	0,512	0,842

Entre paréntesis aparecen los *p-values* para cada coeficiente bajo la corrección de Windmeijer (2005).

Se incluyeron variables dummies temporales para todas las estimaciones.

(a) Estas variables fueron incluidas como *log(variable)*.

(b) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son válidos.

(c) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos para el subconjunto de variables de control (sin las variables de desarrollo financiero) es exógena para la ecuación en niveles del MGM.

(d) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos para el subconjunto de variables de desarrollo financiero es exógena para la ecuación en niveles del MGM.

(e) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los errores no poseen autocorrelación de segundo orden.

(1) Esta ecuación fue estimada bajo el *set* de variables de control simple.

(2)-(8) Estas regresiones fueron estimadas con el *set* de variables de control completo dejando fuera de la muestra de a un período por vez. Por ejemplo, en (2) se dejó afuera el período 1961-1965, en (3) de 1966-1970 y así hasta la (8).

Variable	Growth (1)	Growth (2)	Growth (3)	Growth (4)	Growth (5)	Growth (6)	Growth (7)	Growth (8)
LacLly (a)	0,0135 (0,194)	0,0250 (0,044)	0,0304 (0,035)	0,0116 (0,339)	0,0173 (0,179)	0,0511 (0,008)	0,0186 (0,164)	0,0064 (0,582)
EuropeLly (a)	-0,0472 (0,053)	0,0013 (0,963)	0,0044 (0,879)	-0,0112 (0,647)	-0,0145 (0,664)	0,0146 (0,754)	0,0162 (0,712)	-0,0043 (0,887)
AsiaLly (a)	-0,0032 (0,853)	0,0164 (0,448)	0,0246 (0,329)	0,0011 (0,867)	-0,0020 (0,936)	0,0458 (0,190)	0,0028 (0,929)	-0,0116 (0,475)
AfricaLly (a)	0,0181 (0,292)	0,0305 (0,066)	0,0360 (0,123)	0,0212 (0,272)	0,0270 (0,128)	0,0549 (0,025)	0,0122 (0,540)	0,0175 (0,224)
Obs.	477	409	396	389	379	374	373	380
Nº Instrumentos	20	32	32	32	32	32	32	31
Hansen (b)	0,082	0,469	0,198	0,220	0,184	0,570	0,448	0,479
Difference-in- Hansen (c)	0,535	0,439	0,296	0,071	0,292	0,183	0,236	0,337
Difference-in- Hansen (d)	0,082	0,574	0,347	0,369	0,218	0,301	0,473	0,460
Autocorr.(e)	0,797	0,943	0,835	0,677	0,915	0,468	0,912	0,769

Entre paréntesis aparecen los *p-values* para cada coeficiente bajo la corrección de Windmeijer (2005).

Se incluyeron variables dummies temporales para todas las estimaciones.

(a) Estas variables fueron incluidas como *log(variable)*.

(b) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son válidos.

(c) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos para el subconjunto de variables de control (sin las variables de desarrollo financiero) es exógena para la ecuación en niveles del MGM.

(d) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos para el subconjunto de variables de desarrollo financiero es exógena para la ecuación en niveles del MGM.

(e) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los errores no poseen autocorrelación de segundo orden.

(1) Esta ecuación fue estimada bajo el *set* de variables de control simple.

(2)-(8) Estas regresiones fueron estimadas con el *set* de variables de control completo dejando fuera de la muestra de a un período por vez. Por ejemplo, en (2) se dejó afuera el período 1961-1965, en (3) de 1966-1970 y así hasta la (8).

## Anexo E / Estimaciones con la base de datos 1961-2005

Periodo	1961- 2005	1961- 2005	1991- 2005	1991- 2005	1961- 2005	1961- 2005	1991- 2005	1991- 2005
Variable independiente DF	Crédito Privado	Pasivos Líquidos	Crédito Privado	Pasivos Líquidos	Crédito Privado	Pasivos Líquidos	Crédito Privado	Pasivos Líquidos
Variable Dependiente	Growth (1)	Growth (2)	Growth (3)	Growth (4)	Growth (5)	Growth (6)	Growth (7)	Growth (8)
DF (a)	-0,0001 (0,981)	0,007 (0,166)	-0,003 (0,589)	0,002 (0,767)				
Lac*DF (a)					0,014 (0,223)	0,027 (0,057)	0,011 (0,257)	0,011 (0,452)
Europe*DF (a)					-0,009 (0,559)	-0,0005 (0,978)	-0,004 (0,741)	-0,016 (0,620)
Asia*DF (a)					-0,0004 (0,978)	0,014 (0,487)	0,001 (0,949)	0,003 (0,938)
Africa*DF (a)					0,012 (0,108)	0,025 (0,096)	0,017 (0,105)	0,022 (0,221)
Obs.	592	589	213	209	592	589	213	209
Nº Instrumentos	106	106	45	45	37	37	32	32
Hansen (b)	0,869	0,924	0,095	0,118	0,186	0,140	0,021	0,058
Difference-in-Hansen (c)	0,998	0,998	0,146	0,265	0,105	0,168	0,023	0,206
Difference-in-Hansen (d)	0,998	0,998	0,146	0,265	0,919	0,262	0,006	0,021
Autocorr.(e)	0,875	0,954	0,298	0,247	0,932	0,980	0,599	0,776

Entre paréntesis aparecen los *p-values* para cada coeficiente bajo la corrección de Windmeijer (2005).

Se incluyeron variables *dummies* temporales para todas las estimaciones. DF hace referencia a la variable correspondiente al desarrollo financiero en cada caso. Todas las estimaciones se realizaron con Initial, Gov, Trade, Sec, Inflation y Bmp como variables explicativas además de las de desarrollo financiero.

(a) Estas variables fueron incluidas como *log(variable)*.

(b) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son válidos.

(c) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos para el subconjunto de variables de control (sin las variables de desarrollo financiero) es exógena para la ecuación en niveles del MGM.

(d) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que la matriz de instrumentos para el subconjunto de variables de desarrollo financiero es exógena para la ecuación en niveles del MGM.

(e) Los valores indican *p-values* bajo la hipótesis nula de que los errores no poseen autocorrelación de segundo orden.

# Sustituibilidad bruta de activos financieros: efectos sobre la política monetaria

**Andrés Schneider\***

UBA - UDTT

## Resumen

En el presente trabajo se busca discutir la relevancia del supuesto de sustituibilidad bruta de activos financieros para la elección de regímenes monetarios-cambiarior. En esa línea, se proponen diferentes casos en aras de estilizar algunos resultados en materia de costo financiero y efectividad de diferentes esquemas monetarios.

*Código JEL:* E52, E58, G11.

*Palabras Clave:* sustituibilidad bruta de activos, régimen monetario, esterilización, trilema monetario.

---

\* Agradezco los invaluable aportes de Daniel Heymann y Eduardo Corso. También agradezco los comentarios y sugerencias de Alejo Macaya. Las opiniones vertidas en este trabajo no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: andresschneider@fibertel.com.ar.

# Gross Substitutability of Financial Assets: Effects on Monetary Policy

**Andrés Schneider**

UBA - UTDT

## Summary

This paper seeks to discuss the relevance of the gross substitutability assumption in the assessment of the sustainability of the sterilization policy. In this line, different cases are proposed with the purpose of characterizing certain results in terms of financial cost and effectiveness of such policy.

The sterilization policy is one of the key elements in the so-called "managed floating strategy" monetary regimes (Bonfinger y Wollmershäuser, 2003), and its success depends critically on the gross substitutability of financial assets assumption.

This paper takes a partial equilibrium approach in order to capture the idea of how the non-financial private sector substitutes financial assets, and studies the implications (for monetary policy) of different scenarios in terms of the parametric configuration of assets demands. The main results show that the ability of the monetary authority to modify the balance sheet of the non-financial private sector depends critically on the parametric configuration of assets demands. And this parametric configuration is explained by the agents' risk aversion and the expected returns variance-covariance matrix. This paper also includes a simple empirical exercise of the latter result.

*JEL:* E52, E58, G11.

*Key words:* assets' gross substitutability, monetary regimen, sterilization policy, monetary trilemma.

*“Puesto que no sólo debemos buscar la verdad, sino también la causa del error, en efecto, esto ayuda a producir confianza, porque al ver racionalmente por qué parece verdad lo que no lo es, nos proporciona una mayor convicción en la verdad...”*

Aristóteles (384 a.e.c-322 a.e.c). *Ética a Nicómaco*, libro séptimo.

## I. Introducción

El objetivo del presente trabajo es analizar el grado de sustituibilidad entre activos domésticos y externos en la riqueza financiera de los agentes. En ese sentido, se pretende dar cuenta de la discusión acerca del supuesto de sustituibilidad bruta y analizar la problemática desde una perspectiva macroeconómica. Particularmente, se buscará aplicar el análisis al estudio de la política de esterilización en el contexto de un régimen monetario de los denominados de “Flotación Administrada” y hacer especial hincapié en el grado de sustituibilidad de activos dentro del portafolio de los agentes, ya que este punto se encuentra en el centro del debate de elección de regímenes monetarios y cambiarios, lo que hace que su estudio resulte altamente relevante. Para ello, se presenta un esquema de análisis perteneciente a la tradición *tobiniana* (Tobin 1968, 1969, 1982) que, con diferentes especificaciones, tiene una larga tradición en las modelizaciones macrofinancieras para economías latinoamericanas (ver Fanelli *et al.*, 1993; Corso y Albrieu, 2008; entre otros).

Los modelos de portafolio se originan con los trabajos de Tobin, Turnovsky y Branson durante las décadas de los 60 y 80. Estos modelos fueron ampliamente utilizados en el análisis de la determinación del tipo de cambio nominal a partir de la caída del sistema de Bretton Woods en 1973, como así también para evaluar los efectos a nivel macroeconómico de la política de tasa de interés llevada a cabo por la Reserva Federal norteamericana durante la década de los 80.

Hasta la aparición de los modelos de portafolio, los análisis macroeconómicos de una economía abierta basaban sus razonamientos en la extensión del aparato IS-LM, es decir, en el modelo Mundell-Fleming. Una de las críticas realizadas a dicho enfoque fue que en el análisis, prescindía de las implicancias *stock-flujo*. Por ejemplo, una expansión monetaria en el marco de perfecta movilidad de capitales resultaría en una depreciación del tipo de cambio, una expansión del producto y un superávit de cuenta corriente en el “nuevo” equilibrio. Ese “nuevo” equilibrio,

en rigor, no es sostenible debido a las implicancias *stock-flujo* que provoca el superávit de cuenta corriente.

En ese sentido, podemos decir que la potencia analítica de los modelos de portafolio se debe a que brindan un marco de consistencia *stock-flujo*, de mucha utilidad para el análisis de la interrelación real-financiera a nivel macroeconómico.

Las principales conclusiones a las cuales se llega es que cuanto menor sea el grado de sustituibilidad entre activos, mayores serán los costos financieros para modificar la composición relativa del portafolio del Sector Privado No Financiero (SPNF). Bajo esas condiciones, la Autoridad Monetaria verá reducidos los grados de libertad para aplicar la política de esterilización, uno de los pilares de los Regímenes de Flotación Administrada (Bonfinger y Wollmershäuser, 2003).

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección II se esboza el enfoque de portafolio a los efectos de echar luz sobre el concepto de sustituibilidad bruta de activos financieros. En la sección III se ejercita conjeturando diferentes estructuras paramétricas del portafolio del SPNF, a los efectos de evaluar las consecuencias en términos de costo y efectividad de la política a la hora de alterar la hoja de balance del SPNF. En la sección IV se discuten los supuestos que permiten derivar a las demandas de activos en forma microfundada, en un contexto de equilibrio parcial. A su vez, se ensaya un ejercicio empírico sobre el caso argentino para el período 2003-2009. La sección V plantea dos opciones respecto del esquema de flotación administrada, y por último, en la sección VI se presentan las conclusiones.

## **II. Enfoque de portafolio y sustituibilidad bruta de activos financieros**

Un modelo de portafolio cuenta con al menos tres características principales. En primer lugar, realiza una descripción del menú de activos (y pasivos) existentes en las hojas de balance de los agentes. En segundo lugar, se presentan los factores que determinan las demandas y ofertas de activos. Y por último, se especifica la forma en que los precios de los activos y las tasas de interés se comportan para vaciar los mercados (Tobin, 1969).

A continuación se presenta el siguiente modelo a modo de aproximarse al concepto de sustituibilidad bruta y dar cuenta de la relevancia teórica y empírica

que implican los coeficientes de sensibilidad respecto de los retornos de los activos. Dependiendo de dichos coeficientes, la estructura del portafolio se modificará de determinada forma cuando se produzcan cambios en el vector de retornos esperados.

## II.1. Enfoque de portafolio y sustituibilidad bruta de activos financieros

Planteamos una economía con 4 agentes: Sector externo (SE), Sector privado no financiero (SPNF), Sector financiero (SF) y Banco Central (BC). En base a la composición de las respectivas hojas de balance, se definen los patrimonios financieros de cada agente como:

$$V_f^i = A_f^i - P_f^i \quad (1)$$

Donde  $A_f^i$  son los activos financieros del agente  $i$ , mientras que  $P_f^i$  los pasivos financieros del agente  $i$ . Con este criterio, por definición de restricción presupuestaria, la suma de *stocks* debe ser cero:

$$V_f^{SE} + V_f^{SPNF} + V_f^{SF} + V_f^{BC} = 0 \quad (2)$$

Lo mismo desde el lado de los flujos. Es decir, se obtiene, por definición, que la sumatoria de las variaciones en los patrimonios financieros son cero:

$$\Delta V_f^i = \Delta A_f^i - \Delta P_f^i = Sup_f^i + (GóP)K^i \quad (3)$$

Donde la expresión (3) muestra que la variación del patrimonio financiero neto de un agente  $i$  se puede expresar como el superávit de dicho agente mas la ganancia o pérdida de capital asociada. Como se mencionó, la sumatoria en la expresión (3) para todos los agentes de la economía debe ser necesariamente igual a cero:

$$\sum_{i=1}^4 \Delta V_f^i = 0 \quad (4)$$

A continuación, se presentan las hojas de balance de los agentes mencionados. Esto nos permitirá especificar los instrumentos financieros que serán intermediados en la economía.

**Tabla 1 / Hojas de balance de los agentes económicos**

<i>SPNF</i>		<i>SF</i>		<i>BC</i>		<i>SE</i>	
$M_{SPNF}^{BC}$	$L_{SPNF}^{SF}$	$M_{SF}^{BC}$	$D_{SF}^{SPNF}$	$F_{BC}^{SE}$	$M_{BC}^{SPNF}$		$F_{SE}$
$D_{SPNF}^{SF}$		$L_{SF}^{SPNF}$			$B_{BC}^{SF}$		
$F_{SPNF}^{SE}$		$B_{SF}^{BC}$			$B_{BC}^{SPNF}$		
$B_{SPNF}^{BC}$							
	$V_f^{SPNF}$		$V_f^{SF}$		$V_f^{BC}$		$V_f^{SE}$

Donde cada instrumento se presenta como  $X_{ij}^i$ , siendo  $i$  el poseedor mientras que  $j$  es la contraparte.

El sector privado no financiero tiene en su activo dinero ( $M$ ), depósitos en el sistema financiero doméstico ( $D$ ), arbitra títulos de la autoridad monetaria ( $B$ ) y activos externos ( $F$ ), mientras que en el pasivo se encuentran los créditos ( $L$ ) otorgados por el SF. Por su parte, el sector financiero tiene entre sus activos bonos emitidos por el Banco Central ( $B$ ), posee dinero y también créditos otorgados al sector privado no financiero. En el pasivo, tiene los depósitos realizados, también, por el SPNF. Así, nótese que es el SPNF el único agente que arbitra instrumentos domésticos y externos. Dicho supuesto ayudará a centrar el análisis en el portafolio del SPNF, a los efectos de discutir la relevancia del supuesto de sustituibilidad bruta entre activos domésticos y externos. Por último, el BC sólo tiene en su activo instrumentos emitidos por el SE mientras que en el pasivo se encuentra la base monetaria y los títulos emitidos para esterilizar.

## **II.2. Funciones de comportamiento**

Si se supone que la riqueza puede estar constituida por dos tipos de activos (activos domésticos y activos externos), las demandas de dichos activos serán función de un vector de retornos esperados ( $r_B; r_F; Y$ ), multiplicado por el patrimonio financiero. Se denotará a la tasa de interés doméstica como  $r_B$ , a la tasa de interés internacional como  $r_F$ , mientras que la variable  $Y$  denota al ingreso. Esto quiere decir que las participaciones de los activos en cartera serán función del vector mencionado.

El supuesto de que los activos son sustitutos implica que la derivada de la demanda del activo  $X_j$  respecto a su propia tasa de interés  $r_j$  es positiva, pero no-positiva respecto a la de algún otro activo en cartera  $r_i$  ( $\forall i \neq j$ ) (Tobin, 1982). Así, se encuentra que no existiría necesidad de modelar al sector financiero si los activos domésticos y externos son perfectamente sustitutos (De Grauwe, 1982).

Una vez enunciado el concepto de sustituibilidad bruta de activos y tras haber especificado los activos correspondientes a cada una de las hojas de balance, a continuación, siguiendo a Tobin (1969), se deben especificar las demandas de activos y los factores que las determinan. Pero antes, se exponen algunas consideraciones adicionales en cuanto a la configuración de las demandas.

Las demandas de activos, como ya se ha mencionado, estarán en función de un vector de retornos esperados de aquellos activos que componen su portafolio, donde  $r_i$  es el retorno esperado del activo  $i$ . Si bien la demanda de activos puede ser también función del nivel del producto, no lo introduciremos como argumento, dado que nos interesará observar fenómenos de naturaleza financiera (que poseen otra velocidad de ajuste).

Por otro lado, en cuanto a las formas funcionales de las demandas de activos (como proporción del patrimonio neto financiero), supondremos que éstas son lineales (Friedman, 1978, 1983; y Corso, 2007). Existen una serie de supuestos que permiten obtener, de manera microfundada, estas demandas con la característica de linealidad en los retornos. En secciones posteriores nos vamos a detener en este aspecto metodológico de la modelización. Equipados con lo anterior, vamos a definir las demandas para el caso del SPNF.

$$L^{SPNF} = (\alpha_0^L + \alpha_1^L \cdot r_B + \alpha_2^L \cdot r_F + \alpha_3^L \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = (\alpha_0^L + \alpha_1^L \cdot r_B + \alpha_2^L \cdot r_F + \alpha_3^L \cdot Y)$$

$$M^{SPNF} = (\alpha_0^M + \alpha_1^M \cdot r_B + \alpha_2^M \cdot r_F + \alpha_3^M \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = (\alpha_0^M + \alpha_1^M \cdot r_B + \alpha_2^M \cdot r_F + \alpha_3^M \cdot Y)$$

$$D^{SPNF} = (\alpha_0^D + \alpha_1^D \cdot r_B + \alpha_2^D \cdot r_F + \alpha_3^D \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = (\alpha_0^D + \alpha_1^D \cdot r_B + \alpha_2^D \cdot r_F + \alpha_3^D \cdot Y)$$

$$F^{SPNF} = (\alpha_0^F + \alpha_1^F \cdot r_B + \alpha_2^F \cdot r_F + \alpha_3^F \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = (\alpha_0^F + \alpha_1^F \cdot r_B + \alpha_2^F \cdot r_F + \alpha_3^F \cdot Y)$$

$$B^{SPNF} = (\alpha_0^B + \alpha_1^B \cdot r_B + \alpha_2^B \cdot r_F + \alpha_3^B \cdot Y) \cdot V_f^{SPNF} \rightarrow \frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = (\alpha_0^B + \alpha_1^B \cdot r_B + \alpha_2^B \cdot r_F + \alpha_3^B \cdot Y)$$

Los parámetros  $\alpha_i$  son la sensibilidad de las participaciones de los activos en el portafolio del agente ante modificaciones de los retornos esperados. Es importante resaltar que en el presente trabajo los  $\alpha_i^j$  persiguen un fin puramente analítico y serán una herramienta para obtener conclusiones de carácter cualitativo. Esto quiere decir que tal como suele plantearse en los trabajos de esta índole (Tobin, 1968; Corso, 2007), se remarca que no se busca defender el realismo de los números asociados a los  $\alpha_i^j$  que se presentarán a lo largo del trabajo.

En la Tabla 2 se muestra una aproximación a la configuración de los  $\alpha_i$  sugiriendo los signos más probables.

### II.3. Estructura paramétrica del portafolio (SPNF)

El hecho de que la columna de los  $\alpha_1^i \cdot r_B$  y los  $\alpha_2^i \cdot r_F$  sumen cero es consecuencia del supuesto de sustituibilidad bruta (por ejemplo, en caso de que se incremente el retorno doméstico, los agentes modificarán la composición del portafolio incrementando tenencias de activos locales y, por definición de restricción de riqueza, achicando sus posiciones en activos externos).

Con respecto a la participación de dinero en el portafolio, los signos propuestos suponen que la demanda de dinero es sólo transaccional, con lo cual la sensibilidad

**Tabla 2 / configuración de los  $\alpha_i$**

Participaciones	Constantes	$r_B$	$r_F$	$Y$
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	$\alpha_0^D$	$(+)\alpha_1^D \cdot r_B$	$(-)\alpha_2^D \cdot r_F$	$(+)\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	$\alpha_0^M$	$(-)\alpha_1^M \cdot r_B$	$(+)(-)\alpha_2^M \cdot r_F$	$(+)\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	$\alpha_0^F$	$(-)\alpha_1^F \cdot r_B$	$(+)\alpha_2^F \cdot r_F$	$(0)\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	$\alpha_0^L$	$(-)\alpha_1^L \cdot r_B$	0	$(-)\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}}$	$\alpha_0^B$	$(+)\alpha_1^B \cdot r_B$	$(-)\alpha_2^B \cdot r_F$	$(+)\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

de dicha demanda respecto de los retornos de activos domésticos y externos puede no estar definida.

Una de las implicancias interesantes del análisis de la estructura del portafolio mostrado es la referida al coeficiente  $\alpha_3^M \cdot Y$ , dado que si este es cero, ante un aumento del ingreso, necesariamente tuvo que haberse incrementado la velocidad del dinero. Aunque prescindiremos de la columna separada por líneas de puntos para poder centrar el análisis sobre la sensibilidad a modificaciones en los retornos.

Ahora bien, dependiendo de cuán sustitutos sean los activos, la respuesta de los agentes ante modificaciones en los retornos esperados se podrá producir en forma endógena (esto es, bajo determinada configuración de los parámetros  $\alpha_i^j$  el portafolio se “autoajusta”, y esto depende de la respuesta de la demanda de activos al vector de retornos). Por otro lado, si los coeficientes *alfa* de cierto activo tienden a cero con respecto a los demás activos en cartera, pero son positivos contra su propio retorno, en caso de implementar una política que apunte a modificar a aquellos retornos que tienen asociados un coeficiente *alfa* tendiente a cero, no se producirá un cambio en la composición del portafolio y eso provocará que la política empleada sea inefectiva.

Con lo anterior se quiere demostrar que en función de la configuración paramétrica del portafolio del SPNF, las políticas encontrarán (o no) un canal de transmisión de su política.<sup>1</sup>

#### **II.4. Paridad descubierta de tasas y prima de riesgo**

La prima de riesgo se define como el retorno adicional necesario para inducir la tenencia de determinado activo (Chinn, 2007):<sup>2</sup>

$$\delta_t = r_B - r_F - \Delta S_{t+1}^e \tag{5}$$

---

<sup>1</sup> Se entiende por canal de transmisión el efecto que puede provocar la política monetaria sobre las variables reales de la economía. Para más detalle, ver: “The channels of monetary transmission: Lessons for Monetary Policy Frederic”, S. Mishkin, NBER Working Papers Series, Working Paper 5464, February 1996.

<sup>2</sup> Para un detallado análisis respecto de la prima de riesgo y sus implicancias ver: Menzie D. Chinn: “A Portfolio Balance Model of the Risk Premium and the Implications of Autonomous Dollar Reserve Accumulation”. University of Wisconsin-Madison. Spring 2007.

Donde la tasa de depreciación esperada en  $t+1$ , basada en el conjunto información dado en  $t$ , se expresa como:

$$\Delta S_{t+1}^e \equiv E(S_{t+1}|t) - S_t \quad (6)$$

Donde la ecuación (6) no es para nada inofensiva cuando lo que se busca es realizar un ejercicio empírico. Modelar las expectativas de los agentes siempre resulta problemático, principalmente cuando lo que se busca es construir un vector de retornos reales esperados, a los cuales el agente ya le descuenta la inflación esperada (y la devaluación esperada, en el caso de activos en dólares). Con esto vamos a lidiar en la sección correspondiente al ensayo empírico.

En el modelo que se presenta se trabaja únicamente con una prima de riesgo asociada al riesgo de contraparte, esto es, se prescinde del riesgo a la expectativa cambiaria y de depreciación. Al momento que se verifica la existencia de una prima de riesgo, y por consiguiente la paridad descubierta de tasas es violada, se presentará el caso de  $\delta_t + \Delta S_{t+1}^e < r_F - r_B$ , o bien,  $\delta_t + \Delta S_{t+1}^e > r_F - r_B$ . Mientras que en el primer caso se motivará una entrada de capitales, en el segundo habrá salida de capitales donde la intervención de la autoridad monetaria en el mercado de divisas quedará sujeta a la restricción de reservas (Bonfingher y Wollmershäuser, 2001).

### III. Sustituibilidad bruta de activos: cuatro casos

A continuación se presentan una serie de ejercicios con el objetivo de ilustrar el grado de efectividad de la política de esterilización para reducir la liquidez relativa en el portafolio del SPNF, como así también, el costo financiero de dicha política dependiendo de la estructura de portafolio del SPNF. Para ello, se reemplazan en la estructura paramétrica del portafolio del SPNF los datos presentados en la tabla del anexo, para el año 2004.<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> Por simplicidad, y en pos de preservar la claridad expositiva, se excluyeron activos que no modificaban la esencia del argumento presentado (es decir, "Tenencias Individuales de Acciones (*Free Float*)", "Títulos Privados", "Otros activos y pasivos" e "Inversión Extranjera Directa") y, además, su magnitudes resultaban despreciables.

**Tabla 3 / Supuesto Base**

Participaciones	Constantes	$r_B = 10\%$	$r_F = 4\%$	$Y$
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,225$	$\alpha_0^D$	0,008	-0,006	$(+)\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,096$	$\alpha_0^M$	-0,007	-0,002	$(+)\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,668$	$\alpha_0^F$	-0,1003	0,300	$(+)(-)\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,116$	$\alpha_0^L$	-0,009	0	$(-)\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,127$	$\alpha_0^B$	0,1083	-0,292	$(+)\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

Tal como se aclaró anteriormente, no se pretende defender el realismo de los coeficientes  $\alpha_j^i$ , dado que estos tienen por objetivo facilitar los ejercicios que se presentarán más adelante y obtener una idea cualitativa de los fenómenos a interpretar.

Por otro lado, en referencia al supuesto base de la configuración paramétrica del SPNF, se puede ver que ante un incremento del 100 puntos básicos de la tasa de interés doméstica ( $r_B$ ), las tenencias de activos en cartera se modificarán según los valores de  $\alpha_1^i$  propuestos. Cabe destacar que, conforme los  $\alpha_1^i$  sean mayores (en módulo, lógicamente) las modificaciones en las tenencias de activos en el portafolio serán más grandes ante cambios menores de los retornos esperados (en términos relativos).

Lo que se busca mostrar a continuación es que con  $\alpha_1^i$  mayores (módulo), el portafolio del SPNF se ajusta endógenamente a los requerimientos de ventas de títulos del BC, ello implica que las presiones sobre la tasa de interés serán menores dado que los activos se aproximan a ser sustitutos perfectos. Nótese que, en este caso, el BC opera en forma indirecta en la cartera de activos de los agentes, reduciendo la liquidez relativa de ésta a través del sistema financiero (Corso, 2007).

Por otro lado, gracias a que asumimos un comportamiento lineal en la demanda de activos, podemos despejar los  $\alpha_0^i$  sin mayores complicaciones. Es decir, obteniendo las participaciones relativas de los datos de Coremberg (2007),<sup>4</sup> despejamos los  $\alpha_0$ . Así, se verificará la condición:  $\alpha_0^F + \alpha_0^M + \alpha_0^D + \alpha_0^B + \alpha_0^L = 1$  y el portafolio del SPNF quedará determinado bajo los siguientes parámetros:

**Tabla 4 / Portafolio (i)**

Participaciones	Constantes	$r_B = 10\%$	$r_F = 4\%$	$Y$
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,2252$	0,2246	0,008	-0,006	$(+)\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,0962$	0,0970	-0,007	-0,002	$(+)\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,6676$	0,6657	-0,1003	0,300	$(+)(-)\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1159$	-0,1150	-0,009	0	$(-)\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1270$	0,1278	0,1083	-0,292	$(+)\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

En lo que sigue vamos a tomar a la Tabla (4) como referencia. Es decir, vamos a contrastar los resultados que se obtengan con los expresados precedentemente en dicha tabla.

### **III.1. Caso A: baja sustituibilidad entre activos domésticos y externos**

A continuación analizaremos dos consecuencias de la baja sustituibilidad. En primer lugar, el impacto sobre el costo financiero, es decir, cómo incide dicha situación sobre la tasa de interés que el BC ofrece por sus títulos. En segundo lugar, los efectos sobre la efectividad a la hora de modificar la hoja de balance del SPNF, esto es, en qué medida cumple la autoridad monetaria con su objetivo de retirar base monetaria. En este marco, vamos a suponer que  $r_B = 15\%$ . Es

<sup>4</sup> Ver la tabla del anexo.

decir, que la tasa sobre los títulos del BC eventualmente se incrementa en cinco puntos porcentuales. Denotamos como caso de “baja sustituibilidad” al Portafolio (i). Esto se debe a que “baja” es un término relativo, y cuando nos refiramos a “alta” sustituibilidad lo vamos a hacer en referencia al Portafolio (i).

Bajo estos supuestos, una suba de 5 p.p. provoca una escasa modificación del portafolio. Esto quiere decir que, si en el Portafolio (i) la participación de  $B^{SPNF}$  sobre  $V_f^{SPNF}$  era de 12,7%, con el incremento mencionado de  $r_B$  pasa a representar el 13,2% del  $V_f^{SPNF}$ .

Por otra parte,  $BF^{SPNF}$  en el portafolio (i) era de 66,8%, mientras que en la situación que se representó en el portafolio (ii) pasó a ser de 66,3%. En este caso, la autoridad monetaria incurre en el costo financiero supuesto, sin lograr mayores modificaciones en el portafolio. Esto se debe a que los agentes del SPNF no computan a los activos denominados en diferentes monedas como perfectamente sustitutos. Este puede ser un caso donde la prima de riesgo cobre un rol importante, y es algo que en la evidencia empírica suele verificarse (Evans y Lions, 2002). En este escenario, la intervención cambiaria funcionaría como una operación de mercado abierto, ya que no existiría el espacio suficiente para esterilizar (si es que no se quiere pagar un costo financiero demasiado elevado y poner en peligro el resultado cuasifiscal).

**Tabla 5 / Portafolio (ii)**

Participaciones	Constantes	$r_B = 15\%$	$r_F = 4\%$	$Y$
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,2255$	0,2246	0,008	-0,006	$(+)\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,0958$	0,0970	-0,007	-0,002	$(+)\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,6626$	0,6657	-0,1003	0,300	$(+)(-)\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1164$	-0,1150	-0,009	0	$(-)\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1323$	0,1278	0,1083	-0,292	$(+)\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

### III.2. Caso B: alta sustituibilidad entre activos domésticos y externos

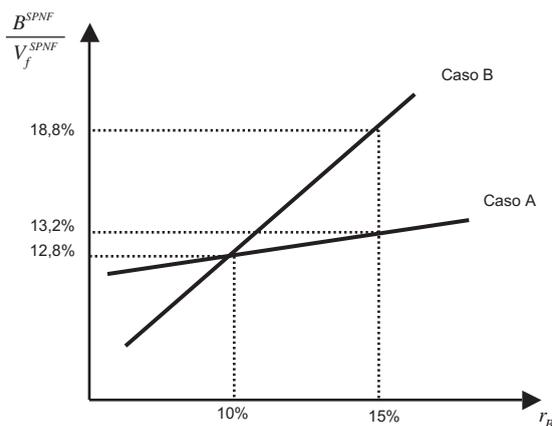
En este caso, se presenta la situación contraria a la anterior. Esto es, la autoridad monetaria incurre en un costo financiero que provoca modificaciones en la composición del portafolio. Un punto no trivial en el marco de este caso es que ni bien la autoridad monetaria licita su deuda para retirar liquidez, el portafolio del SPNF reducirá sus posiciones en activos externos en la misma cantidad (asumiendo que activos domésticos y externos son perfectamente sustitutos), neutralizando parcial o totalmente el efecto de la intervención de la autoridad monetaria en el mercado de cambios (Sarno y Taylor, 2001).

Bajo estas condiciones, la participación  $F^{SPNF} / V_f^{SPNF}$  se reduce desde 66,8% a 60,7%, mientras que  $B^{SPNF} / V_f^{SPNF}$  tiene un incremento desde 12,7% hasta 18,8%. Así, la autoridad monetaria logra colocar mayor cantidad de títulos a un costo financiero dado (o lo que es lo mismo, colocar una cierta cantidad de títulos a un costo menor).

Participaciones	Constantes	$r_B = 15\%$	$r_F = 4\%$	$Y$
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,2255$	0,2246	0,008	-0,006	$(+)\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,0958$	0,0970	-0,007	-0,002	$(+)\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,6070$	0,6657	<b>-0,4712</b>	0,300	$(+)(-)\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1164$	-0,1150	-0,009	0	$(-)\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1880$	0,1278	<b>0,4792</b>	-0,292	$(+)\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

En este caso vemos que se produciría una suerte de “desdolarización” del portafolio del SPNF. A continuación se presenta un gráfico donde se plasman las conclusiones anteriores:

**Gráfico 1 / Casos A y B**



**III.3. Caso C: alta sustituibilidad entre activos domésticos y circulante: ajuste endógeno, portafolio flexible y control de tasas. Espacio ideal para esterilizar.**

Este es quizás el caso más interesante. La política de esterilización presenta, luego de transcurrido cierto período, un problema de *stock* que resulta insoslayable a la hora de analizar su sustentabilidad. Dicho período de tiempo dependerá de múltiples factores, aunque es crucial el grado de sustituibilidad entre los títulos emitidos por el BC y el circulante en cartera del SPNF.

En este caso, donde los activos domésticos (ofrecidos por el BC) presentan una alta sustituibilidad con respecto al circulante en cartera, el costo de alterar la composición de la hoja de balance para lograr el nivel deseado de liquidez (la meta monetaria explícita en el régimen de flotación administrada) será bajo en relación a la efectividad de dicha operación.

Así, el BC podrá administrar el mercado de cambios y delinear un sendero para el tipo de cambio nominal (meta implícita), manteniendo el equilibrio en el mercado monetario gracias a que logra controlar las tasas de interés de corto plazo pudiendo alcanzar las meta monetarias (meta explícita) y así recrear un escenario de estabilidad nominal en la economía.

**Tabla 7 / Portafolio (iv)**

Participaciones	Constantes	$r_B = 15\%$	$r_F = 4\%$	$Y$
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,2255$	0,2246	0,008	-0,006	$(+)\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,0405$	0,0970	<b>-0,3759</b>	-0,002	$(+)\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,6626$	0,6657	-0,1003	0,300	$(+)(-)\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1164$	-0,1150	-0,009	0	$(-)\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1877$	0,1278	<b>0,4772</b>	-0,292	$(+)\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

En este caso, la suba de 5 p. p. en la tasa de interés doméstica provoca un incremento de la participación de bonos locales en el patrimonio financiero del SPNF (que pasó desde 12,7% que tenía en la tabla (4), a un 18,8% en el presente caso), mientras que la participación del circulante se redujo desde 9,6% a un 4,1%.

Bajo estas condiciones, el BC logrará colocar una buena cantidad de bonos, reduciendo la liquidez equivalente, sin incurrir en un costo financiero elevado (en términos de la tasa de interés que debe pagar por dicha operación). Se puede observar, entonces, que bajo este escenario el BC logra esquivar el *trilema*, pudiendo coordinar el cumplimiento del programa monetario, con la administración eficiente del sendero del tipo de cambio. Lógicamente, y como comentamos anteriormente, estamos asumiendo que el BC interviene un mercado de cambios con exceso de demanda negativa.

### **III.4. Caso D: baja sustituibilidad entre circulante y activos domésticos. Portafolio rígido**

En este marco, el BC opera incurriendo en un costo financiero mayor para absorber una determinada cantidad de liquidez, emitiendo sus títulos. Vemos que se llegaría prontamente a una tasa de interés tal que la política se vuelve insostenible, si es que no se decide por liberar el mercado de cambios.

**Tabla 8 / Portfolio (v)**

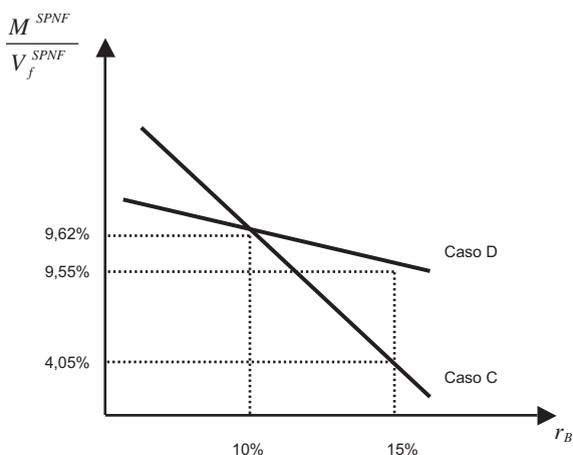
Participaciones	Constantes	$r_B = 15\%$	$r_F = 4\%$	$Y$
$\frac{D^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,2255$	0,2246	0,008	-0,006	$(+)\alpha_3^D \cdot Y$
$\frac{M^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,0807$	0,0970	<b>-0,1075</b>	-0,002	$(+)\alpha_3^M \cdot Y$
$\frac{F^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,6769$	0,6657	-0,005	0,300	$(+)(-)\alpha_3^F \cdot Y$
$\frac{-L^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1164$	-0,1150	-0,009	0	$(-)\alpha_3^L \cdot Y$
$\frac{B^{SPNF}}{V_f^{SPNF}} = 0,1331$	0,1278	<b>0,1132</b>	-0,292	$(+)\alpha_3^B \cdot Y$
	1	0	0	

Esta situación sería muy similar al *trilema* monetario, ya que, dada constante la movilidad de capitales, el BC deberá elegir controlar el tipo de cambio o las tasas de interés.

De esta forma, la autoridad monetaria incurre en el costo financiero sin lograr mayores modificaciones en la composición del portafolio. Este escenario puede presentarse en situaciones en donde las preferencias del SPFN sean las de no incrementar tenencias de títulos del BC, ya sea porque el *stock* es suficientemente grande en la composición de la cartera, o por alguna condición de riesgo (lo que no suele suceder habitualmente).

En el siguiente gráfico se presentan las conclusiones anteriores:

## Grafico 2 / Casos C y D



### IV. Sobre la determinación de los coeficientes de sustituibilidad de activos

En esta sección se pretende discutir más en profundidad la determinación de los parámetros de sustituibilidad bruta. Si bien, tal como se mencionó anteriormente, el presente esquema de análisis persigue un objetivo puramente cualitativo, soslayando ejercicios de calibración y/o predicción, resulta pertinente comprender la naturaleza teórica que sostiene dos de las principales premisas que se han supuesto en este trabajo: a) demandas de activos lineales, y b) demandas homogéneas de grado cero con respecto a la riqueza.<sup>5</sup>

Dado su extenso uso tanto en trabajos empíricos como teóricos (especialmente en la literatura especializada en teoría monetaria), algunos autores han investigado en torno a qué supuestos realizar sobre el comportamiento microeconómico de los agentes en pos de obtener las características de demanda enunciadas más arriba.

Si asumimos que las demandas de activos son producto de un ejercicio de maximización de la utilidad esperada de la riqueza aleatoria (dado que los retornos son aleatorios), dos supuestos resultan suficientes para que las demandas provenientes de dicho ejercicio de optimización sean lineales y homogéneas:

---

<sup>5</sup> La homogeneidad de grado cero en las demandas de activos implica que ante modificaciones en los niveles de riqueza, la composición relativa del portafolio permanece inalterada.

a) coeficiente relativo de aversión al riesgo constante (CRRA),<sup>6</sup> y b) los retornos se distribuyen en forma normal multivariada (Friedman y Roley, 1979).

Técnicamente, si realizamos el ejercicio de optimización tradicional de un agente que busca maximizar su riqueza esperada, lo que tenemos es lo siguiente:

$$\text{Max}_a \int U(w_{t+1}(\tilde{r})) dF(\tilde{r})$$

s. a  $\sum_i^I \alpha_i = 1$  (7)

Donde los  $\alpha_i$  los definimos al igual que en las secciones anteriores (la participación del activo  $i$  en cartera), mientras que  $w_{t+1}$  es la riqueza esperada del próximo período y que depende del vector de retornos esperados  $\tilde{r}$ .

De esta forma, expresamos formalmente los supuestos sobre los cuales se apoya la derivación de las demandas de activos:

a)  $\rho_R(U, w) = -w \cdot \frac{U''(w)}{U'(w)}$  es constante

b)  $\tilde{r}_t \sim N(r_t^e, \Omega_t)$

Luego las demandas poseen las propiedades de homogeneidad y linealidad que se asumieron en este trabajo.

Más precisamente, tras resolver el ejercicio de optimización, y bajo la ausencia de activos libres de riesgo (es decir,  $\Omega$  tiene rango completo), lo que se obtiene es un vector de demandas de activos bajo la siguiente forma funcional:

$$\alpha_t^* = A_t \cdot (r_t^e + i) + B_t \tag{8}$$

Donde:

$$A_t = \left\{ -\frac{U'(E(w_{t+1}))}{w_t \cdot U''(E(w_{t+1}))} \right\} \cdot \left[ \Omega_t^{-1} - (i' \Omega_t^{-1} i)^{-1} \Omega_t^{-1} i i' \Omega_t^{-1} \right] \tag{9}$$

---

<sup>6</sup> El coeficiente de aversión relativa al riesgo resulta ser:  $\rho_R(U, w) = -w \cdot \frac{U''(w)}{U'(w)}$  donde  $U$  es la función de utilidad del agente y  $w$  es la riqueza estocástica. El hecho de que sea constante, implica que si la riqueza se incrementa, el agente no modifica la composición de sus inversiones en activos riesgosos.

$$B_t = (i' \Omega_t^{-1} i)^{-1} \Omega_t^{-1} i \quad (10)$$

siendo  $i$  un vector de unos de dimensión igual a la cantidad de activos en cuestión y  $\Omega_t$  la matriz de varianzas y covarianzas de los activos en el momento  $t$ . Entonces, este enfoque de cartera propone que las demandas de activos dependen de los vectores de retornos esperados y de la matriz de varianzas y covarianzas de activos. Por otro lado, como una segunda conclusión también interesante, notamos que a partir de este ejercicio los elementos del vector  $B_t$  suman la unidad, mientras que todas las columnas de la matriz  $A_t$  suman cero, siendo absolutamente consistente con el análisis presentado en las secciones anteriores (Brainard y Tobin, 1982; Friedman, 1983).

#### **IV.1. Una aproximación empírica a los coeficientes de sustituibilidad**

A los efectos de complementar el desarrollo teórico presentado anteriormente, en esta sección se busca hacer una aproximación empírica de los parámetros de sustituibilidad entre activos para el caso de Argentina en el período 2003-2009. Esto es, se esbozarán los valores de la matriz  $A_t$  presentada más arriba, que mostrarán cuáles deberían ser los valores teóricos de los coeficientes asumiendo la premisa de que las demandas de activos son producto de un proceso de maximización de la utilidad esperada, que los retornos persiguen una distribución normal multivariada y que el coeficiente de aversión al riesgo es constante. Por simplicidad expositiva, vamos a asumir que los agentes arbitran en su portafolio activos denominados en pesos (Lebacs y depósitos bancarios) y activos denominados en dólares.

Una de las principales dificultades a la hora de realizar un ejercicio de estas características es el hecho de que las expectativas no son un elemento observable. Para sortear esta complicación, el ejercicio tendrá en cuenta dos planteos distintos. Por un lado, se supondrá que tanto los retornos esperados en momento  $t$  como la matriz de varianzas y covarianzas en el momento  $t$ , se computan considerando el conjunto de información del pasado. Es decir, el agente se posiciona en el momento  $t$  y maximiza su utilidad esperada (es decir, ejecuta el ejercicio planteado en la sección anterior) tomando en cuenta los retornos reales obtenidos hasta el momento. En términos prácticos, nos referimos al hecho de que a las series de tasa de interés *ex post* se le descontará la inflación y la variación del tipo de cambio (para el caso de retornos en dólares) del período en cuestión. La segunda alternativa será asumir que el individuo ejecuta su maximización con previsión

perfecta, y por lo tanto tiene conocimiento total y preciso de cómo serán los retornos en el futuro. Desde el punto de vista práctico esto lo llevaremos a cabo tomando como dados en el período  $t$  los retornos en  $t+1$ . Estudiamos los dos casos y vemos cómo se modifican los resultados.

A la serie de retornos de Lebac a 90 días la construimos a partir de la información disponible en el Banco Central de la República Argentina. Al retorno del activo en dólares lo armamos con la serie de bonos del tesoro americano a 90 días. Naturalmente, para la inflación (tanto de EE.UU. como de Argentina) usamos el IPC y para la depreciación nominal, las variaciones del tipo de cambio ARG/US. En todos los casos, los retornos serán efectivos trimestrales con frecuencia mensual.<sup>7</sup>

#### IV.1.a. El caso backward looking

Como se mencionó, en este caso se construyen los retornos esperados en el momento  $t$  usando la inflación y la depreciación en el período  $t-1$ . Así, la matriz de varianzas y covarianzas entre estos 3 activos (es decir,  $\Omega_t$ ) para el período 2003-2009 es la siguiente:

$$\Omega_t^{BL} = \begin{matrix} r_B \\ r_F \end{matrix} \begin{bmatrix} 1,907 & -0,637 \\ & 11,471 \end{bmatrix}$$

y realizando los cálculos para obtener  $A_t$  y  $B_t$  tal como se expresa en (9) y (10) respectivamente, obtenemos:<sup>8</sup>

$$A_t^{BL} = \begin{matrix} LEBAC \\ ActivosUSD \end{matrix} \begin{bmatrix} 0,068 & -0,068 \\ & 0,068 \end{bmatrix}$$

$$B_t^{BL} = \begin{matrix} LEBAC \\ ActivosUSD \end{matrix} \begin{bmatrix} 0,826 \\ 0,173 \end{bmatrix}$$

En primer lugar, se observa que la matriz  $A_t^{BL}$  exhibe un signo negativo en el elemento cruzado. Esto implica que, en base al desarrollo teórico expuesto más

<sup>7</sup> Las series se encuentran a disposición, por pedido al autor.

<sup>8</sup> Asumimos un coeficiente de aversión al riesgo relativo igual a 1, al igual que Friedman (1983).

arriba, estamos en presencia de la propiedad de sustituibilidad de activos. No obstante, la magnitud no parece ser lo suficientemente elevada como para afirmar que existe una fuerte sustitución entre ambos activos.

Por otro lado, observando la matriz  $B_t$ , se puede ver qué proporción del portafolio asignaría el agente a cada uno de los activos en cartera. Claramente esto se encuentra bastante lejos de la evidencia empírica de que el SPNF posee aproximadamente 60% de su patrimonio financiero en activos en dólares (Corso y Burdisso, 2010). Es probable que sobre esto último esté cobrando una fuerte importancia la prima de riesgo.

#### *IV.1.b. El caso forward looking*

En este caso, a los retornos en el período  $t$  se les descuenta la inflación y la variación del tipo de cambio nominal del período  $t+1$ . Es decir, asumimos que el agente siempre acierta sus pronósticos para obtener sus retornos reales y así acomodar su portafolio. Así obtenemos:

$$\Omega_t^{FL} = \begin{matrix} r_B \\ r_F \end{matrix} \begin{bmatrix} 3,791 & -0,275 \\ & 16,632 \end{bmatrix}$$

Y nuevamente realizando los cálculos para obtener  $A_t$  y  $B_t$ :

$$A_t^{BL} = \frac{LEBAC}{ActivosUSD} \begin{bmatrix} 0,048 & -0,048 \\ & 0,048 \end{bmatrix}$$

$$B_t^{BL} = \frac{LEBAC}{ActivosUSD} \begin{bmatrix} 0,806 \\ 0,193 \end{bmatrix}$$

De esta manera, se puede concluir que para ambos casos los resultados son similares. Es decir, se muestra cierto indicio de sustituibilidad de activos, y el portafolio teórico se encuentra algo sesgado a activos denominados en moneda local.

## **V. Dos alternativas para el régimen de flotación administrada**

En los últimos años, muchos países han venido implementando regímenes monetarios alternativos a las típicas soluciones de esquina propuestas en la discusión

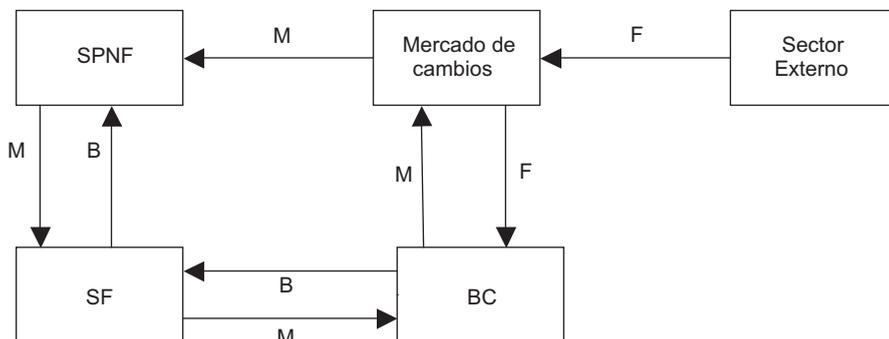
“tipo de cambio fijo vs. tipo de cambio flexible” (Bonfinger y Wollmershäuser, 2003). Estos esquemas monetarios intermedios se caracterizan por tener una alta frecuencia de intervención en el mercado cambiario, aunque habilitando cierta variabilidad del tipo de cambio nominal y con la particularidad de que no se pre-anuncian metas respecto del comportamiento de la tasa de cambio.

En esta sección se presentan dos alternativas para un esquema monetario de flotación administrada. En primer lugar, se especifica estilizadamente cómo se estructura un esquema similar al caso argentino, y luego se presenta una segunda posibilidad en donde se incorpora el rol activo de un agente adicional: el Sector Público. Una de las principales conclusiones que se pueden extraer una vez analizadas estas dos alternativas es que los regímenes de flotación administrada son muy ambiciosos en materia de objetivos de política, pero cuentan con instrumentos limitados. En ese sentido, a la hora de pensar un régimen de estas características se debe buscar aprovechar la mayor cantidad de agentes capaces de diseñar y ejecutar instrumentos de política, en forma coordinada.

### ***V.1. Interacción entre los agentes bajo un esquema de esterilización y meta de M2***

La intención de esta sección es presentar en un esquema cómo interactúan los cuatro agentes en el marco de un Régimen de Flotación Administrada. Por simplicidad expositiva, se prescinde de los intercambios financieros que exceden al proceso mencionado (es decir, no se explicitan los depósitos realizados por el SPNF o los créditos otorgados a éste).

**Gráfico 3 / Régimen de Flotación Administrada**



El proceso comienza con la entrada de divisas a través del mercado de cambios (superávit comercial). El SPNF liquida divisas y demanda M ya que debe remunerar sus factores de producción y transaccionar bienes en la economía.

Lo que sucede es que en el mercado de cambios el SPNF consigue vender F (y así conseguir M) a un precio en donde no encuentra compradores (exceso de oferta). Por ello, el BC interviene como demandante (para evitar que el precio de F caiga, es decir, que se aprecie M) y atesora el exceso de oferta de F emitiendo M.

Cuando el BC emite M, los agregados monetarios comienzan a crecer y así, se estimula a la demanda agregada que asiste al mercado para intercambiar su dinero por bienes y servicios. El conflicto se presenta cuando hay mucho M buscando pocas mercancías y los mercados comienzan a ajustar vía precios.

Entonces, el BC busca absorber M ofreciendo a cambio un activo financiero (B) a cierta tasa de interés. La licitación de B se puede hacer a través de un intermediario financiero (el SF) o directamente con el SPNF.

Bajo este esquema de esterilización, observamos en secciones anteriores que el BC puede enfrentar el difícil problema de que los B que emite no encuentren compradores debido a que estos poseen en sus portafolios cantidades suficientes y no pretenden sustituir otro activo por B. Es allí donde habíamos advertido que el BC perdería el control de la tasa de interés (debería ofrecer una tasa más alta) y se pondría en riesgo la solvencia cuasifiscal.

En caso de no aumentar la tasa de interés, no podrá colocar B, es decir, no podrá absorber M. Así, se pondrá en riesgo el cumplimiento de la meta monetaria, los agregados monetarios se descontrolarían y el nivel de inflación se dispararía.

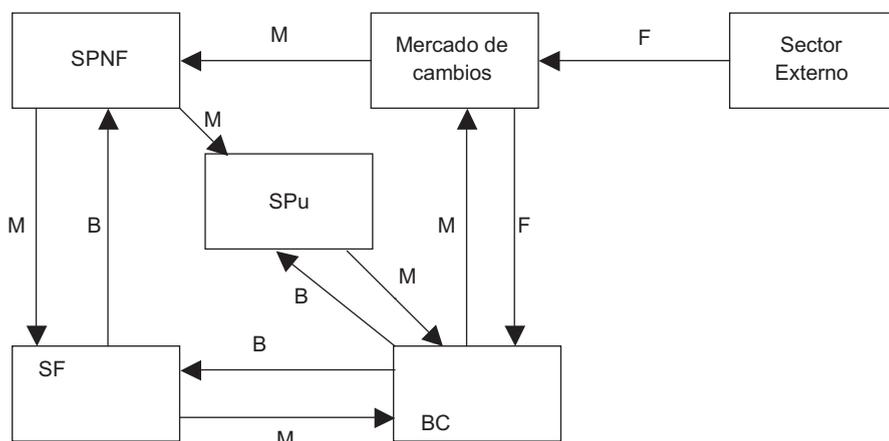
## ***V.2. Interacción entre los agentes bajo un Esquema de Coordinación Macroeconómica (ECM)***

A continuación se esboza un esquema alternativo al presentado anteriormente, con la salvedad de que se incorpora al Sector Público en el análisis. El objetivo es mostrar cómo se podría pensar un esquema de Flotación Administrada agregándole un instrumento más al diseño de la estrategia de política.

En primer lugar, se presentan las hojas de balance de los agentes intervinientes. Cabe destacar que el marco de consistencia es similar al presentado en la sección II, agregando al nuevo agente interviniente, que, como hemos mencionado, es el Sector Público (SPu).

El SPu posee en su activo dinero (M) emitido por el BC y lo recauda a través de los impuestos gravados al SPNF, también puede adquirir bonos (B) emitidos por el BC. Mientras que en el pasivo se encuentran las emisiones de deudas emitidas (E) contra el SE.

**Gráfico 4 / Esquema de Coordinación Macroeconómica**



Al anterior esquema se agrega al Sector Público (SPu) como un instrumento más para alcanzar los objetivos propuestos.

El SPu actúa reduciendo la liquidez del SPNF mediante políticas fiscales contractivas y adquiriendo con dicho dinero, instrumentos financieros del BC.

Esta medida ayudaría a descomprimir las presiones generadas por el BC en el portafolio del SPNF y colaboraría con el control de la tasa de interés y el cumplimiento más holgado de las metas monetarias.

Es decir, el esquema funcionaría en forma similar al denominado de “esterilización”, solamente que se agrega un agente más (el SPu), coordinándose éste con el BC, en pos de preservar el resultado cuasifiscal y cumplir las metas monetarias.<sup>9</sup>

A su vez, el hecho de que el SPu realice una política fiscal contractiva, ayudaría a acomodar a la demanda agregada en un lugar donde las presiones inflacionarias se vean controladas.

## VI. Conclusiones

El objetivo del presente trabajo es analizar el grado de sustituibilidad entre activos domésticos y externos en la riqueza financiera de los agentes y evaluar su relevancia a la hora de aplicar la política de esterilización.

De la aplicación del marco de consistencia *stock*-flujo presentado en este trabajo, se derivan interesantes conclusiones relacionadas con la política monetaria y, en particular, con la política de esterilización, uno de los pilares más importantes en un régimen de flotación administrada.

Se presentaron cuatro casos en donde se deja claro que la política de esterilización goza de un espacio ideal para aplicarse cuando el grado de sustituibilidad entre activos domésticos (títulos de deuda emitidos por el BC) y el circulante en cartera es alto. Se lo llama “espacio ideal” debido a que en éste no aparece el *trade off* entre “efectividad-costo financiero” que pudiera aparecer en otros escenarios. Antes bien, vimos que la tasa de interés a pagar por los títulos de deuda emitidos por el BC puede ser controlada y aún así lograrse el objetivo de absorber circulante.

En cambio, en el marco de baja sustituibilidad entre activos externos y activos domésticos, vimos que los esfuerzos, en términos de tasa de interés a pagar por estos últimos, deben ser mayores y el resultado es una consecuente “desdolarización” del portafolio.

---

<sup>9</sup> Decimos que la coordinación colabora con el buen resultado del balance del BC gracias a que, cuando el SPu absorbe los bonos emitidos por el BC, se achica la oferta que se coloca en el SPNF. Ello ayuda, tal como dijimos, a que no se presione a la suba a la tasa de interés que el BC paga por sus bonos. Existen otras alternativas para obtener resultados similares.

En este sentido, y en función de los casos analizados, parece pertinente concluir que para llevar a cabo una política de esterilización debe evaluarse su implementación en una dimensión espacio-temporal particular dado que ésta terminará por configurar una estructura de portafolio con determinadas características y ello habilitará, o no, a que sea sustentable y eficaz.

Por otro lado, en el presente trabajo se propone un esquema de coordinación macroeconómica (ECM) en donde se agrega un instrumento para alcanzar los objetivos propuestos. En esa línea, lo que encontramos es que un esquema basado en metas de agregados monetarios podría ser logrado en forma más holgada en caso de agregar un instrumento más: la política fiscal.

A su vez, investigando en la literatura especializada y estudiando distintas experiencias de esquemas monetarios aplicados a países de la región, notamos que una pieza clave en la elección de regímenes cambiarios-monetarios es la construcción de una sólida estructura institucional que controle discreción de las autoridades monetarias para poder desempeñar una estrategia de política monetaria sostenible en el mediano y largo plazo.

## Referencias

**Bergman, M. (2005)**, “The Portfolio Balance Model”. Institute of Economics, University of Copenhagen, Studiestraede 6, DK-1455. Copenhagen, Denmark.

**Bonfingher, P. y Wollmershäuser, T. (2003)**, “Managed Floating as a Monetary Policy Strategy”. *Journal of Economic Planning*, Vol. 36 N° 2.

**Bonfingher, P. y Wollmershäuser, T. (2001)**, “Managed Floating: Understanding the New International Monetary Order”. CEPR Discussion Paper N° 3064.

**Bonvecchi, C. y Porta F. (2003)**, “Las condiciones de consistencia micro-macro-económica”. Estudio 1.EG.33.2, Estudios macroeconómicos a solicitud de la Secretaria de Política Económica, Ministerio de Economía de la Nación.

**Branson, W. H. (1977)**, “Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination”, *Sozialwissenschaftliche Annalen*, 1.

**Chinn, M. D. (2007)**, “A Portfolio Balance Model of the Risk Premium and the Implications of Autonomous Dollar Reserve Accumulation”. Publics Affairs 854. University of Wisconsin-Madison.

**Coremberg, A. (2007)**, “La Riqueza de Los Argentinos: El balance de la economía argentina”. Fundación Bolsa de Comercio de Buenos Aires.

**Corso, E. A. (2007)**, “Espacios Monetarios en America Latina. Un criterio para la selección del régimen”. Premio Anual de Investigación Económica 2007 en la categoría “Jóvenes Profesionales”, otorgado por el BCRA en el marco de las Jornadas Monetarias y Bancarias 2007.

**Corso, E. A. y Burdisso, T. (2010)**, “Incertidumbre y decisiones de cartera en Argentina: un enfoque multivariado con matriz de varianzas y covarianzas”. XVI Reunión Anual de la AAEP, FCE-UBA.

**Damill M.; Fanelli, J. M.; Frenkel, R. y Rozenwurcel, G. (1988)**, “Las Relaciones Financieras en la Economía Argentina”. Ed. del IDES.

**De Grauwe, P. (1982)**, "The Exchange Rate in a Portfolio Balance Model with a Banking Sector". *Journal of International Money and Finance*, 1, pp. 225-239.

**De Grauwe, P. y Polan, M. (2005)**, "Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?". *Scan. Journal of Economics*, 107(2), pp. 239-259.

**Dornbusch, R. (1976)**, "Expectations and Exchange Rate Dynamics". *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, N° 6, pp. 1161-1176.

**Evans, M. D. y Lyons, R. K. (2002)**, "Are Different-Currency Assets Imperfect Substitutes?". CESifo Working Paper N° 978. Presentado en el CESifo Venice Summer Institute, julio.

**Fanelli, J. M. y Frenkel R. (1994)**, "Estabilidad y estructura: Interacciones en el crecimiento económico". En J. Katz (ed.), *Estabilización macroeconómica, reforma estructural y comportamiento industrial. Estructura y funcionamiento del sector manufacturero latinoamericano en los años 90*. CEPAL/IDRC-Alianza Editorial, Santiago de Chile, 1996.

**Fanelli, J. M. (1991)**, "Tópicos de Teoría y Política Monetaria". Serie Docente N° 5, CIEPLAN.

**Fanelli, J. M., Chisari, O., Frenkel, R. y Rozenwurcel, G. (1993)**. "Ahorro Público y Recuperación del Crecimiento en Argentina". Documento de Trabajo BID. N° 112.

**Frenkel, R. y Rapetti, M (2007)**, "Five Years of Competitive and Stable Real Exchange Rate in Argentina, 2002-2007".

**Frenkel, R. (2007)**, "The Sustainability of Sterilization Policy". Center for Economic and Policy Research, Washington, DC.

**Frenkel, R. (2006)**, "El esquema de Inflation Targeting y las economías en desarrollo". Exposición de Roberto Frenkel en las Jornadas Monetarias y Bancarias del Banco Central de la República Argentina. Junio.

**Frenkel, R. (2006)**, "An alternative to Inflation Targeting in Latin America: Macroeconomic policies focused on employment".

**Fried, I. y Blume, M. (1975)**, “The demand for risky assets”. *American Economic Review*, 65, pp. 900-922.

**Gámez Amián, C. y Torres J. L.**, *Teoría Monetaria Internacional*. Editorial McGraw-Hill.

**Gurley, J. G. y Shaw, E. S. (1955)**, “Financial Aspects of Economic Development”. *The American Economic Review*, Vol. 45, N° 4, pp. 515-538.

**Maia, J. L. y Kweitel, M. (2003)**, “Argentine: Sustainable Output Growth after The Collapse”. Dirección Nacional de Políticas Macroeconómicas. Ministerio de Economía-Argentina.

**Metzler, L. A. (1951)**, “Wealth, Saving, and the Rate of Interest”. *The Journal of Political Economy*, Vol. 59, N° 2, pp. 93-116.

**Milei, J. G. (1996)**, “Real Exchange Rate Targeting: ¿Trilema Monetario o Control de Capitales? La Política Fiscal”.

**Mishkin, F. S. (1996)**, “The channels of monetary transmission: Lessons for Monetary Policy”. National Bureau of Economic Research (NBER), febrero.

**Mishkin, F. S. (2007)**, “Will Monetary Policy Become More of a Science?”. NBER Working Paper No. 13566.

**Mishkin, F. S. (2007)**, *Monetary Policy Strategy*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. London, England.

**Obstfeld, M. (1982)**, “Can We Sterilize? Theory and Evidence”. *The American Economic Review*, Vol.72, No.2, pp. 45-50.

**Santomero, A. M. y Siegel, J. J. (1981)**, “Bank Regulation and Macro-Economic Stability”. *The American Economic Review*, Vol. 71, N° 1. pp. 39-53.

**Sarno, L. y Taylor, M. P. (2001)**, “Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work?”. *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIX (Sep 2001), pp. 839-868.

**Theil, H. (1961)**, "Economic Forecast and Policy", Vol. XV de Contributions to Economic Analysis, Amsterdam, North Holland, 2da. Ed.

**Tinbergen, J. (1952)**, "On the Theory of Economic Policy". Vol. I of Contributions to Economic Analysis, Amsterdam, North Holland, 2da. Ed.

**Tobin, James (1968)**, "Pitfalls in Financial Model Building". *The American Economic Review*, Vol. 58, N° 2, Papers and Proceedings of the Eightieth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 99-122.

**Tobin, James (1969)**, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.1, N°1, pp. 15-29.

**Tobin, James (1970)**, "Deposit Interest Ceilings as a Monetary Control". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 2, N° 1, pp. 4-14.

**Tobin, James (1982)**, "Money and Finance in the Macroeconomic Process". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.14, N° 2, pp. 171-204.

## Anexo

### Año 2001, en millones de pesos corrientes

Instrumentos financieros	Empresas		Familias		S. externo	
	Activos	Pasivos	Activos	Pasivos	Activos	Pasivos
Reservas	0	0	0	0	0	14.913
Base Monetaria	1.210	0	7.871	0	0	0
Activos y pasivos con el exterior	4.556	28.022	77.938	0	67.263	88.265
Depósitos en el sistema financiero	16.615	0	41.211	0	1.221	0
Créditos domésticos	0	25.765	0	26.641	7.428	0
Cuotaparte AFJP	0	0	20.322	0	0	0
Bonos y títulos públicos	577	0	11.309	0	22.558	0
Títulos privados	0	13.508	1.249	0	9.500	0
Otros activos y pasivos	32.165	24.137	0	7.493	2.253	8.325
Inversión extranjera directa	13.305	72.491	6.257	0	79.503	21.282
Acciones	0	11.497	7.528	0	2.206	0
<b>Patrimonio financiero</b>	<b>-107.001</b>		<b>139.551</b>		<b>59.147</b>	

FUENTE: A. Coremberg (2007). "La riqueza de los argentinos. El balance de la economía argentina", Bolsa de Comercio de Buenos Aires, Agosto 2007.

### Año 2004, en millones de pesos corrientes

Instrumentos financieros	Empresas		Familias		S. externo	
	Activos	Pasivos	Activos	Pasivos	Activos	Pasivos
Reservas	0	0	0	0	0	58.938
Base Monetaria	1.555	0	32.596	0	0	0
Activos y pasivos con el exterior	29.105	60.306	268.204	0	177.198	314.654
Depósitos en el sistema financiero	35.108	0	44.817	0	408	0
Créditos domésticos	0	23.665	0	17.495	9.060	0
Cuotaparte AFJP	0	0	53.745	0	0	0
Bonos y títulos públicos	1.352	0	43.714	0	67.830	0
Títulos privados	0	38.980	2.448	0	33.660	0
Otros activos y pasivos	48.118	54.176	0	1.152	3.084	18.838
Inversión extranjera directa	41.589	143.532	18.852	0	150.840	64.428
Acciones	0	18.585	6.511	0	7.113	0
<b>Patrimonio financiero</b>	<b>-182.417</b>		<b>452.241</b>		<b>-7.665</b>	

FUENTE: A. Coremberg (2007). "La riqueza de los argentinos. El balance de la economía argentina", Bolsa de Comercio de Buenos Aires, Agosto 2007.

# La bancarización y los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios en Argentina

**Alejandra Anastasi**

**Emilio Blanco**

**Pedro Elosegui**

**Máximo Sangiácomo\***

Banco Central de la República Argentina

## Resumen

En el presente trabajo se analiza la disponibilidad y utilización de servicios bancarios regulados en Argentina utilizando una base de datos a nivel localidad para el período 1998-2009. La evidencia señala una baja utilización de los servicios bancarios formales –tanto en términos históricos como comparado con países de similar desarrollo económico–, así como una marcada discrepancia entre las provincias. El análisis de los determinantes de la disponibilidad y utilización de los servicios bancarios indica una correlación significativa con la cantidad de habitantes y la situación socioeconómica de la localidad. Estos determinantes difieren según la entidad sea pública, privada nacional o extranjera, reflejando el diferente perfil de negocios de los distintos grupos de entidades. Así, la banca pública es la que muestra mayor presencia en localidades de menor tamaño relativo, las entidades extranjeras operan en los centros urbanos, en tanto que la banca privada nacional muestra una mayor dependencia al ambiente de negocios provincial. Por último, se realiza un análisis econométrico *bayesiano* que denota la presencia de dependencia espacial en la utilización de los servicios bancarios, lo que sugiere la importancia de extender su disponibilidad a nivel local como mecanismo para fomentar un mayor nivel de *bancarización*.

---

\* Los autores agradecen los valiosos aportes de Hernán Lacunza, George McCandless, Soledad Martínez Pería y Federico Traverso. Asimismo, se agradecen los comentarios, sugerencias y/o información de Ricardo Bebczuk, Ricardo Bertola, Marcela Cristini, Roberto de Miguel, Ricardo Martínez, Horacio Pozzo y Gastón Repetto. Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de la República Argentina. Emails: pelosegui@bcra.gov.ar, aanastasi@bcra.gov.ar.

*Clasificación JEL:* C10, C11, G21, G28.

*Palabras clave:* bancarización, disponibilidad servicios bancarios, utilización, localización, regulación bancaria.

# Bankarization and Determinants of Availability of Banking Services in Argentina

**Alejandra Anastasi**

**Emilio Blanco**

**Pedro Elosegui**

**Máximo Sangiácomo**

Central Bank of Argentina

## Summary

The use of banking services in Argentina is relatively low, both in terms of historical standards and in comparison with similarly developed countries. This low *bankarization* level involves not only use but also availability of banking infrastructure and access to that services. However during the last decade, there has been an increase in the availability of infrastructure, especially through ATMs, concentrated in already financially developed places.

The present paper analyzes a unique database with information on use and availability of regulated banking services at a local level for the 1998-2009 period. The analysis of economic determinants of use and availability of banking services indicate a significant positive correlation with population and socioeconomic indicators of the locality, department spatial extension, provincial economic activity level and business environment. These determinants depend on the ownership structure of banks (private, foreign and/or public), reflecting their different business strategies. In fact, only public banks operate in places with relatively small population and low competition. Foreign banks operate mainly in large urban centers, whereas private bank services availability heavily depends on the provincial business environment. Finally, a *bayesian* econometric approach indicates the presence of spatial dependence in the use level of financial services. Results suggest the importance of extending the availability of banking financial services in order to increase banking and financial deepness.

*JEL:* C10, C11, G21, G28.

*Key words:* *bankarization*, access to and use of banking services, locality, banking regulation.

## I. Introducción

La *bancarización* definida de manera amplia como el acceso<sup>1</sup> y la utilización de los servicios financieros en general y bancarios en particular, es un tema de interés por sus importantes implicancias para la estabilidad financiera y su relación con el crecimiento y el bienestar económico. Los estudios comparados entre países encuentran una correlación positiva de largo plazo entre la utilización efectiva de los servicios financieros y el nivel de desarrollo económico. Algunas teorías económicas proponen que una mayor *bancarización* estaría asociada con una utilización más eficiente de los recursos y una mayor tasa de crecimiento del producto en el largo plazo. Por último, una mayor *bancarización* se relacionaría con una mejor distribución del ingreso, menores niveles de pobreza y mayor bienestar económico general.

En general, la literatura económica indica que en la mayoría de los países existen algunos sectores sociales y regiones geográficas que enfrentan más restricciones para acceder a los servicios bancarios que otros. Esto podría relacionarse con los diferenciales de costos y posibilidades de ingreso que las entidades encuentran al intentar proveer sus servicios. Áreas con mayor nivel de ingreso y densidad poblacional serán claramente mercados más atractivos para la provisión de servicios.

Al analizar los determinantes del nivel de *bancarización* es importante distinguir entre los aspectos legales, regulatorios e impositivos que constituyen el marco institucional de incentivos dentro del cual se desarrollan los servicios bancarios. El marco legal delimita, por un lado, el alcance y las características de los servicios bancarios, y por otro, el rol de regulador y el alcance de sus regulaciones.

En el caso particular de nuestro país, existen razones para interesarse en el análisis acerca del nivel de acceso y utilización de los servicios bancarios.<sup>2</sup> El nivel de *bancarización* de Argentina es bajo para un país con su nivel de ingreso

---

<sup>1</sup> Debe aclararse que el término *acceso* a los servicios financieros es difícil de definir y medir, porque tiene muchas dimensiones: los servicios deben estar disponibles cuando se desee, los productos deben ser diseñados para necesidades específicas a precios accesibles (incluidos otros costos no relacionados con el precio, tales como la distancias a una sucursal bancaria) y también debe tener sentido de negocio, es decir, traducirse en beneficios para los proveedores de estos servicios.

<sup>2</sup> Se incluye no sólo los servicios prestados por los bancos sino también por las entidades financieras no bancarias bajo la órbita de regulación del BCRA.

*per capita*, con niveles de depósitos y préstamos del sector privado del 16% y 12% del PIB, respectivamente. Esto puede explicarse parcialmente por la historia, reciente y no tan reciente, de crisis económicas y financieras recurrentes, con interferencia e intervención del gobierno sobre los servicios bancarios. De hecho, la volatilidad macroeconómica ha redundado en que los agentes encuentren formas no bancarias de mantener su ahorro, incluyendo la tenencia de activos denominados en moneda extranjera y mantenidos fuera de los servicios financieros locales y/o formales.

Dentro de las numerosas causas potenciales del bajo nivel de *bancarización* de nuestro país se puede mencionar la influencia del marco regulatorio. Si bien las normas bancarias están diseñadas para garantizar la seguridad del sistema bancario, podrían resultar restrictivas o costosas en bancos que se encuentren ubicados en áreas menos densamente pobladas y/o de menor ingreso relativo.

Además de las leyes y las regulaciones, también la estructura impositiva tiene una influencia significativa sobre el desarrollo y la utilización de los servicios bancarios. Esta influencia es clara cuando se trata de impuestos que afectan directamente la utilización de los servicios bancarios, tales como el IVA, el impuesto a las ganancias, y particularmente el impuesto a las transacciones financieras. A su vez, la estructura impositiva puede generar mayores diferencias entre localidades (por ejemplo, la tasa de ingresos brutos a nivel provincial y/o las tasas particulares a nivel municipal pueden no ser homogéneas). Por otro lado, el uso de la información financiera como instrumento de fiscalización y seguimiento impositivo tiene un efecto importante en la utilización de los servicios bancarios por parte de aquellos agentes que evaden impuestos. En un marco de alto nivel de evasión impositiva y alta participación de la economía informal, los aspectos tributarios antes mencionados atentan contra un mayor nivel de *bancarización*.<sup>3</sup> Es necesario encontrar un equilibrio que posiblemente implique un *trade off* transitorio en términos del objetivo de *bancarización*, si se tiene en cuenta el importante rol que la utilización de información financiera cumple como auxiliar en la tarea recaudatoria.

---

<sup>3</sup> Debe tenerse en cuenta que no sólo la sociedad en su conjunto, sino también los servicios bancarios y la *bancarización* se beneficiarían por un menor nivel de evasión tributaria, una carga tributaria más justa y un menor nivel de informalidad en la economía.

Un aspecto donde existe un potencial margen de acción para el regulador bancario, en conjunción con la misma industria de los servicios bancarios, que resulta de vital importancia para el fortalecimiento de la *bancarización*, se relaciona con el nivel de difusión de información, la transparencia y la educación financiera de la población. El nivel de información que los agentes reciben acerca de la disponibilidad, beneficios y costos de operar con servicios bancarios formales, la protección y derechos como usuarios resultan elementos fundamentales en los niveles de *bancarización*.

Mientras que el cuadro general sobre *bancarización* en el país es bastante claro, existen muchos aspectos a nivel microeconómico, regional y local que merecen un análisis pormenorizado. El presente estudio se focaliza en los aspectos relacionados con el acceso, la disponibilidad y el alcance geográfico de los servicios bancarios formales regulados por el Banco Central, considerando el tipo de servicio (de pago, de ahorro y crédito) y el tipo de entidad (pública, privada nacional y extranjera) utilizando una base de datos a nivel de localidad (mínima unidad de localización geográfica). Si bien el trabajo no intenta dar una explicación exhaustiva de los condicionantes del nivel de *bancarización* en nuestro país, aporta elementos que permiten inferir conclusiones acerca de los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios a nivel local a fin de considerar sus implicancias en términos de acceso y utilización.

El trabajo se divide de la siguiente manera, en la sección II se introducen y desarrollan las definiciones básicas que permiten enmarcar adecuadamente los objetivos del estudio y se resumen las implicancias teóricas y la evidencia empírica internacional, micro y macroeconómica que muestra la importancia de la profundidad de los servicios financieros. En la sección III, se considera la evidencia para el caso de nuestro país, en términos comparados con otros países y a nivel regional, tomando en cuenta la infraestructura bancaria, por tipo de agencia, servicios y entidades. La sección IV analiza los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios a nivel local en base a la infraestructura física (agencias y sucursales) y el volumen de negocios (depósitos y crédito). La sección V analiza los determinantes de la utilización de los servicios de ahorro y financiamiento privado a nivel de departamentos considerando la dependencia espacial. La sección VI concluye discutiendo algunas opciones de política que, a la luz de la evidencia empírica considerada, pueden resultar relevantes para la profundización de la utilización y/o el acceso a los servicios bancarios.

## II. La *bancarización*: definición y dimensión del análisis

Se considera a la *bancarización* como el nivel de acceso<sup>4</sup> y el grado de utilización de los servicios financieros en general y bancarios en particular, de manera de circunscribir la definición a aspectos que quedan comprendidos dentro del alcance regulatorio y de política del Banco Central. Al analizar la definición de *bancarización*, debe distinguirse claramente entre, por un lado, el nivel de acceso a los servicios bancarios, considerando no sólo su disponibilidad sino también los costos directos e indirectos, las restricciones y las barreras (sociales, geográficas, etc.); y por el otro, el nivel de utilización que se realiza de dichos servicios. Los agentes económicos podrían tener a su alcance una amplia variedad de servicios bancarios y a pesar de eso no utilizarlos. Al mismo tiempo, las implicancias legales, regulatorias e impositivas y las recomendaciones de política bien pueden diferenciarse según afecten el acceso o los incentivos para la utilización de los servicios bancarios. En tal sentido, la tarea de la autoridad regulatoria no sólo debe centrarse en facilitar el acceso, o ampliar la frontera de servicios bancarios, sino que también debería facilitar el uso de tales servicios a ciertos grupos de población que son excluidos.<sup>5</sup> En otras palabras, acortar la diferencia entre la frontera de posibilidades y la utilización efectiva de los servicios.<sup>6</sup>

La definición de *bancarización* adoptada en el presente estudio va en línea con la desarrollada en la literatura más reciente,<sup>7</sup> donde se hace una distinción entre *acceso* y *utilización* de los servicios bancarios. Se define al *acceso* como la disponibilidad y oferta de servicios bancarios de calidad a costos razonables, donde los costos reflejan tanto los pecuniarios como los no pecuniarios. La *utilización* es definida como el nivel de consumo real de los servicios bancarios. Debe notarse que habrá agentes económicos para los cuales esté disponible el acceso a los servicios bancarios pero que por distintas razones no los demanden y, por ende, no los utilicen, mientras que otros agentes con demanda potencial no tienen acceso a los mismos. Las diversas situaciones que pueden presentarse considerando diferentes grupos de agentes se muestran en la Tabla 1:<sup>8</sup>

---

<sup>4</sup> Véase nota al pie N°1.

<sup>5</sup> Por ejemplo, en el Reino Unido, Financial Services Authority implementó las *Basic Bank Accounts* para promover la utilización de servicios financieros por parte de grupos de población no *bancarizados*, y el BCRA reglamentó la Cuenta básica en 2008 y en 2010 la Cuenta gratuita.

<sup>6</sup> Ver Schmukler (2006).

<sup>7</sup> Ver Claessens (2005).

<sup>8</sup> Basado en Claessens (2005).

**Tabla 1 / Acceso y utilización de los servicios financieros**

Consumidores		Excluidos			
		Voluntariamente		Involuntariamente	
Plena utilización	Voluntaria o involuntariamente restringidos en el uso	Sin utilización a precios/condiciones corrientes	Autoexcluidos por expectativas	Rechazados	Falta de acceso
Acceso			No acceso		

Tal como se observa en dicha tabla, existe un conjunto de agentes económicos que tienen acceso a los servicios financieros, aunque pueden presentar diversas situaciones en términos de su utilización efectiva. En particular, se distingue entre aquellos que los utilizan plenamente y aquellos que voluntaria o involuntariamente ven restringido su nivel de utilización.

Fomentar una mayor utilización de las personas ya bancarizadas depende fundamentalmente de las propias entidades bancarias que ya proveen algún tipo de servicio a los agentes. Aunque pueden existir casos en que se requiera de modificaciones regulatorias, sea reduciendo restricciones o generando incentivos adecuados. Pero donde el rol del regulador tiene una gran cabida, más allá de las posibles restricciones impuestas por el marco legal e impositivo, es en el segmento de agentes económicos que son excluidos. Los individuos pueden verse voluntariamente excluidos cuando las condiciones de precio, costos y/o formato del servicio los lleva a no demandar servicios bancarios. También pueden autoexcluirse porque consideran que no son sujetos aptos para recibir servicios bancarios, sea por no resultar atractivos económicamente para las entidades financieras o por cuestiones culturales y/o socioeconómicas. En ambos casos, el regulador puede facilitar la competencia y eficiencia en la provisión de servicios, reduciendo las restricciones que dificultan el acceso y fomentando la educación financiera y la defensa de los derechos de los usuarios. Por otra parte, están aquellos agentes que se encuentran excluidos involuntariamente. Estas personas son rechazadas por no cumplir los requisitos formales (impuestos por el BCRA o determinados por las propias entidades), por cuestiones relacionadas con el riesgo, o asimetrías informativas que derivan en situaciones de racionamiento. Existen además, barreras al acceso que surgen por cuestiones geográficas, de género y/o situación socioeconómica. Claramente, el rol del regulador en fomentar la *bancarización* de estos segmentos poblacionales es de vital importancia, no sólo por el posible impacto sobre la pobreza,

el ingreso y el crecimiento económico sino también porque en muchos casos la propia regulación financiera afecta directa o indirectamente el grado de *bancarización* efectiva.

Debe notarse que la Tabla 1 permite una primera aproximación que no considera todas las dimensiones involucradas en el problema de la *bancarización*. En tal sentido, si se incorporara el nivel de ingreso de la población, sería esperable que los agentes económicos con mayores ingresos se ubicaran a la izquierda de la tabla mientras que los de menores ingresos lo hicieran a la derecha. No obstante, si uno agrega la dimensión regional, la situación puede ser diferente en tanto existan poblaciones ubicadas en regiones con inadecuada provisión de servicios bancarios que se vean afectadas más allá de su nivel de ingreso.

Otra de las dimensiones que debe considerarse al momento de analizar la diferencia entre acceso y utilización de los servicios bancarios tiene que ver con la definición empleada. En principio pueden distinguirse tres tipos básicos de servicios bancarios, 1) medios de pago o servicios transaccionales, 2) ahorro y 3) crédito.<sup>9</sup> Esta distinción no es menor, ya que puede haber agentes que tengan acceso a medios de pago pero no a crédito o viceversa, dependiendo de la disponibilidad de los servicios, el nivel de ingreso, la ubicación geográfica, etc. Por ejemplo, el tipo de agencia bancaria disponible en una localidad determinará, por cuestiones económicas, tecnológicas y de regulación, la gama de servicios disponibles en dicha jurisdicción. Así, si se reemplaza una sucursal por un cajero automático, la oferta de servicios en la localidad se modifica.

Por su parte, si bien el acceso a los servicios de crédito es uno de los aspectos tradicionalmente más enfatizados en parte por su rol en la promoción del crecimiento económico, los servicios de ahorro y de medios de pago no son menos relevantes tal como lo enfatiza la literatura económica reciente.<sup>10</sup> El acceso a medios de ahorro puede ser importante para agentes económicos que tengan ingresos estacionales o volátiles, ya que permite suavizar el consumo y reducir los riesgos y costos asociados con la necesidad de mantener ahorros líquidos; al mismo tiempo, la posibilidad de utilizar medios de pago facilita el intercambio,

---

<sup>9</sup> Algunos estudios incluyen otros servicios como, por ejemplo, seguros, ahorros contractuales. Ver Claessens (2005) y Stone (2005).

<sup>10</sup> Ver Holden y Prokopenko (2001).

el acceso a la economía formal y reduce los riesgos asociados con la tenencia de activos líquidos.<sup>11</sup> Incluso, los servicios de medios de pago y ahorro cumplen un rol importante si se los evalúa de manera dinámica. El hecho de poseer una cuenta bancaria permite a los clientes desarrollar una historia y una relación con la entidad bancaria, lo cual podría derivar en el futuro en el ofrecimiento de otros productos bancarios, como por ejemplo una línea de crédito.<sup>12</sup> A medida que los clientes demuestran un buen comportamiento crediticio en el tiempo, podrían beneficiarse con el acceso a más servicios en mejores condiciones.<sup>13</sup>

Por último, es necesario considerar que la medición de la utilización de los tres tipos básicos de servicios bancarios considerados puede hacerse de diferentes maneras. La primera es a nivel micro, en donde se evalúa el acceso de las personas o familias, generalmente a través de encuestas a personas o a hogares y/o empresas. También puede hacerse a nivel macro con indicadores agregados. Finalmente, puede medirse a través de indicadores indirectos, tanto teóricos como empíricos.<sup>14</sup> En un extenso trabajo que incluye datos provenientes de 99 países, Beck *et al.* (2005) muestran que los indicadores de depósitos y préstamos se correlacionan positivamente con el porcentaje de hogares con cuentas bancarias y el porcentaje de pequeñas empresas con préstamos bancarios, respectivamente. Esto implica que en ausencia de datos específicos sobre *bancarización* provenientes de encuestas de usuarios que permitan cuantificar el nivel de acceso y utilización real de los servicios bancarios,<sup>15</sup> el uso de indicadores alternativos como la disponibilidad de agencias bancarias, el nivel de depósitos y préstamos, utilizados en el presente trabajo, constituyen una aproximación razonable al tema. Las conclusiones e inferencias que surjan deberán necesariamente tener en cuenta estas limitaciones.

---

<sup>11</sup> Incluyendo la reducción de algunos costos, por ejemplo, en contextos inflacionarios.

<sup>12</sup> Esto puede ser particularmente importante para las micro y pequeñas empresas que, en general, tienden a financiarse con fondos propios. En este caso, la provisión de servicios de liquidez se vuelve importante para el manejo de los fondos propios al tiempo que permite generar historias y registros que pueden facilitar el acceso al financiamiento cuando existen los canales adecuados.

<sup>13</sup> Por ejemplo, un costo (tasa de interés) menor para su endeudamiento.

<sup>14</sup> Ver Stone (2005).

<sup>15</sup> Encuestas usualmente de elevado costo, ver Stone (2005).

## II.1. Por qué es importante el acceso a servicios bancarios

### II.1.a. Aspectos macroeconómicos

Los servicios bancarios cumplen un rol importante en la economía ya que permiten movilizar el ahorro y canalizarlo hacia la inversión,<sup>16</sup> logrando a partir de la especialización reducir los costos de información<sup>17</sup> y facilitar las transacciones al tiempo que mediante la diversificación permiten reducir los riesgos y aumentar los retornos. En un modelo de crecimiento endógeno, Greenwood y Jovanovic (1990) muestran que una mejor asignación de recursos y riesgos derivados de una mayor profundidad financiera genera crecimiento económico.<sup>18</sup>

La importancia de este rol de los servicios bancarios se refleja en la evidencia empírica que presenta una correlación positiva entre desarrollo económico y profundidad financiera. Trabajos como los de King y Levine (1993) y Levine, Loayza y Beck (2003) encuentran que un mayor nivel de profundidad financiera<sup>19</sup> se correlaciona positivamente con un mayor crecimiento del ingreso *per cápita*. No obstante, en este tipo de modelos, la causalidad es una cuestión que empíricamente es difícil de resolver por cuanto el crecimiento económico también genera desarrollo financiero. Al respecto, Levine (2005) argumenta que un mayor nivel de profundidad financiera se correlaciona positivamente con un mayor crecimiento del PIB *per cápita* y de la productividad, aunque no se observa una relación tan robusta respecto al ahorro. Según el autor, esta relación es “causal, robusta y grande”,<sup>20</sup>

---

<sup>16</sup> Gurley y Shaw (1955) consideran un modelo con costos de transacción y enfatizan el rol de los servicios financieros en intermediar plazos entre el ahorro de corto plazo y la inversión de mayor plazo de maduración con el consecuente efecto positivo sobre el crecimiento económico.

<sup>17</sup> La literatura basada en imperfecciones y asimetrías de información le asigna un importante rol a los servicios financieros (Akerlof, 1970; Stiglitz y Weiss, 1981), constituyendo el marco teórico por excelencia para analizar el rol de los servicios financieros en la economía.

<sup>18</sup> Debe notarse que el crecimiento genera inicialmente un efecto negativo en la distribución del ingreso, cuando sólo los agentes más ricos tienen acceso a los servicios financieros. Esto se revierte en el largo plazo, a medida que el crecimiento y el acceso mejora las oportunidades de todos los agentes aumentando la productividad de la economía.

<sup>19</sup> La medida más utilizada es el nivel de crédito al sector privado como porcentaje del PIB, aunque para Levine (2004) las medidas utilizadas en general no se corresponden estrictamente con las relevantes en los modelos teóricos.

<sup>20</sup> El autor también enfatiza la importancia y complementariedad que cumple el mercado de capitales, Levine (2005). En tal sentido, la evidencia indica que no hay diferencia entre países con sistemas financieros basados en bancos o en mercados de capitales, salvo para países de muy bajo desarrollo económico e institucional, donde los mercados de capitales no pueden desarrollarse.

aun cuando no existe unanimidad al respecto, principalmente en relación a la causalidad.<sup>21</sup> No obstante, por el hecho de facilitar el acceso al financiamiento para empresas que enfrentan restricciones financieras, el desarrollo de los servicios financieros permite el surgimiento y desarrollo de un mayor número de firmas e industrias, expandiendo las posibilidades de todos los agentes económicos, tal como lo muestran estudios a nivel industria y/o a nivel firma.<sup>22</sup> El trabajo de LaPorta *et al.* (1997) agrega evidencia en términos de la relación de causalidad entre desarrollo de los servicios financieros y crecimiento económico, ya que los autores se concentran en analizar la importancia del marco legal e institucional de cada país y sus implicancias para con el desarrollo de los servicios financieros, de esta manera consiguen aislar un factor determinante del nivel de profundización financiera no necesariamente correlacionado con el nivel de desarrollo económico.

### *II.1.b. Aspectos microeconómicos*

El proceso de profundización financiera tendría un efecto importante inicialmente sobre aquellos agentes y empresas que cuentan con capacidades y proyectos productivos, pero que se encuentran restringidos al acceso al financiamiento por no poseer suficientes garantías o pertenecer a la economía informal, pequeños emprendedores y/o agentes de bajos recursos. En estos casos, el acceso al financiamiento podría generar aumentos importantes en la productividad y por ende en la perspectiva de crecimiento y desarrollo de la economía.<sup>23</sup> Más allá de las dificultades en el acceso a los servicios bancarios por parte de algunos agentes, la evidencia disponible,<sup>24</sup> utilizando datos de empresas para diversos países, indica que el nivel de restricciones financieras reportadas por dichas empresas disminuye con una mayor disponibilidad de servicios bancarios, medida a través del número de sucursales y cajeros automáticos.<sup>25</sup>

---

<sup>21</sup> Tal lo mencionado por el mismo Levine (2004). Kaplan y Zingales (1998) enfatizan que la relación entre desarrollo económico y financiero puede deberse a la presencia de variables omitidas que determinan ambas variables al mismo tiempo, o al hecho de que los mercados financieros al ser inherentemente procíclicos anticipan de alguna manera el crecimiento y desarrollo.

<sup>22</sup> Por ejemplo, Rajan y Zingales (1998) muestran que las empresas que necesitan de financiamiento externo para crecer, tienen un mayor desarrollo relativo en aquellos países que cuentan con un mayor nivel de desarrollo financiero, indicando que la causalidad de la relación iría desde el desarrollo financiero hacia el crecimiento económico.

<sup>23</sup> Ver De Soto (2002).

<sup>24</sup> Ver Beck, Demirgüç-Kunt y Martínez Peria (2005).

<sup>25</sup> La forma en que se mide el grado de *bancarización* tiene importantes implicancias cuando se compara el nivel entre países. La facilidad de acceso y el nivel de utilización de los servicios muchas veces lleva a conclusiones diferentes en términos del grado de *bancarización* entre países. Por ejemplo, Stone (2005) muestra

Por otro lado, el acceso a los servicios financieros provee de liquidez y permite a los agentes suavizar su consumo en el tiempo, mejorando de esta manera su bienestar económico. No obstante, la provisión de liquidez por parte de los intermediarios financieros hace que los mismos sean proclives a corridas y crisis financieras. Estas crisis financieras generan importantes costos en términos de bienestar económico. En tal sentido, Loayza y Ranciere (2002) encuentran que si bien existe una correlación entre crecimiento económico y desarrollo de los servicios financieros en una amplia muestra de países, no sucede lo mismo para aquellos países que, como los latinoamericanos, han estado sujetos a fuertes crisis bancarias y financieras. En este caso, los autores enfatizan la necesidad de diferenciar los efectos de corto y largo plazo, encontrando que el crecimiento del crédito privado tiene una relación positiva en el largo plazo con el crecimiento del PIB, aunque esta relación es generalmente negativa en el corto plazo debido, entre otros, al impacto que el rápido incremento en el otorgamiento del crédito pudiera tener en la capacidad de recobro de los bancos y, por ende, en su solvencia.

Debe notarse que, si las restricciones financieras son particularmente importantes para los pobres, la reducción de tales barreras también generaría un efecto positivo, y de hecho, los países con menor profundización financiera tienden a presentar una distribución del ingreso más desigual. Por su parte, una mayor profundidad financiera tendería a igualar las posibilidades, disminuyendo las restricciones financieras que hacen que el acceso al financiamiento se encuentre acotado a ciertos agentes, y posibilitando un aumento de la productividad de la economía. Así, Beck y Demirgüç-Kunt (2004) muestran que el desarrollo financiero tiene una correlación positiva con el crecimiento económico y este efecto es más que proporcional en la población de menores ingresos, reflejándose en cambios en la pobreza y en la distribución del ingreso. Otros estudios muestran que la profundización financiera contribuye a reducir la desigualdad del ingreso y los niveles de pobreza<sup>26</sup> a través de la reducción de restricciones crediticias a los agentes más pobres o por mejoras en la estructura financiera, regulatoria y legal.

Un canal adicional a través del cual las dificultades de acceso al financiamiento afectarían el desarrollo económico es por un efecto negativo sobre la acumu-

---

la dificultad en medir el acceso a los servicios financieros al comparar información de Brasil e India, mientras el primero tiene una menor población cubierta por sucursal bancaria, la India muestra una menor superficie y menor PIB por sucursal.

<sup>26</sup> Ver Stone (2005).

lación de capital humano. La evidencia indica que este canal sería particularmente nocivo para poblaciones de menores recursos, tanto para la escolaridad primaria como para la educación superior. En efecto, para el primer caso, Jacoby (1994) muestra que la presencia de restricciones financieras en hogares pobres restringe el tiempo que los menores destinan a la escolaridad en Perú. En un trabajo posterior, Jacoby y Skoufias (1997) utilizando datos de familias de áreas rurales de la India profundizan el estudio del rol de la intermediación financiera como mecanismo para facilitar la inversión en capital humano.<sup>27</sup> Las restricciones al financiamiento pueden generar un efecto más pernicioso sobre el acceso a la educación superior, donde la intangibilidad del capital humano y las asimetrías de información juegan un rol importante en condicionar el acceso a financiamiento.

En definitiva, la evidencia teórica y empírica, tanto micro como macroeconómica, es concluyente acerca de la correlación positiva entre profundización financiera y *bancarización* con el crecimiento económico, la mejora en la distribución del ingreso y la reducción de la pobreza, siendo por ende conducente a la mejora en el desarrollo económico y social general.

### **III. El nivel de *bancarización* en Argentina**

#### ***III.1. Comparación internacional***

La evidencia indica un bajo nivel de profundidad financiera y bancaria en Argentina. De hecho, las diversas dimensiones presentadas en la Tabla 2 señalan que el nivel de *bancarización* es menor no sólo al correspondiente a países desarrollados sino también en relación a países de similar nivel de desarrollo e incluso en términos de su evolución reciente. La evidencia mencionada en la sección anterior y que enfatiza el potencial efecto que el fortalecimiento de los servicios bancarios tendría sobre el desarrollo económico, motiva a realizar un estudio más pormenorizado del nivel de utilización y acceso a los servicios bancarios en nuestro país.

---

<sup>27</sup> En ausencia de restricciones financieras (con mercados financieros completos y desarrollados) las decisiones de inversión sólo dependen de las tasas de retorno relativas y esto incluye a la inversión en educación. Pero en presencia de restricciones al financiamiento, las decisiones de inversión y consumo no pueden separarse, y la inversión en educación pasa a tener una mayor dependencia del ingreso corriente.

La Tabla 2 incluye indicadores tanto de disponibilidad<sup>28</sup> como de utilización de servicios bancarios de diversos países agrupados por nivel de ingreso *per cápita*. En relación a la disponibilidad, se presentan datos de infraestructura física: sucursales y cajeros automáticos tanto por km<sup>2</sup> como en relación a la población.<sup>29</sup> En cuanto al uso, se muestran los datos agregados de depósitos y préstamos en relación al producto interno bruto de cada economía. Estos indicadores, aunque limitados,<sup>30</sup> permiten realizar una comparación internacional con un mayor nivel de análisis que el del cotejo de los datos agregados.

Como puede observarse, Argentina presenta cifras para el nivel de depósitos y de préstamos en relación al producto más bajas que países latinoamericanos y muy inferiores a los de países desarrollados. No obstante, si se consideran los indicadores por km<sup>2</sup>, los números de Argentina no son muy diferentes a los de Canadá o Australia, países que también se caracterizan por una baja densidad poblacional.

La Tabla 3 muestra la tendencia en nuestro país de diferentes indicadores utilizados para medir el grado de *bancarización*. Debe notarse que en el presente trabajo se denomina agencia bancaria a todo punto de prestación de servicios bancarios en el país, incluyendo la casa matriz y las filiales operativas, las dependencias en empresas de clientes y los cajeros automáticos.<sup>31</sup> Las agencias bancarias se dividieron entre sucursales y subsucursales. Las primeras comprenden a las filiales operativas tradicionales incluyendo la casa matriz, que pueden prestar la totalidad de los servicios bancarios. Las segundas, incluyen a los cajeros automáticos, las dependencias instaladas en empresas de clientes y aquellas filiales que dependen operativamente de otra casa, tales como las agencias móviles o

---

<sup>28</sup> La falta de información para medir "acceso" lleva que se utilicen los datos sobre disponibilidad como un *proxy* de esa variable. Véase nota al pie N°1.

<sup>29</sup> La utilización de los datos de infraestructura más tradicional (sucursales y cajeros automáticos) genera un sesgo negativo para aquellos países que cuentan con formas no tradicionales de ofrecer servicios bancarios, por ejemplo, a través de corresponsalías.

<sup>30</sup> Por ejemplo, tal como intenta demostrar el presente trabajo, un mayor número de sucursales y cajeros automáticos no indica nada acerca de su distribución geográfica que, en general, suele estar concentrada en áreas urbanas. También podría ser que existan agentes económicos con más de una cuenta bancaria de depósito, con lo cual el indicador no sería una medida adecuada del número de personas que usan los servicios financieros bancarios.

<sup>31</sup> No se consideraron los locales abiertos para prestar servicios tales como el pago de jubilaciones o la recaudación de impuestos y tasas ni los puestos de promoción (Capítulo II – Sección 7 de la CREFI) dado que en general no ofrecen la posibilidad de realizar operaciones bancarias tradicionales.

**Tabla 2 / Distintas medidas de bancarización**

	Depósitos / PBI Promedio 2001-2006	Crédito al sector privado /PBI Promedio 2001-2006	Sucursales c/1.000 km <sup>2</sup> (1)	Sucursales c/100,000 hab.(1)	Cajeros c/1.000 km <sup>2</sup> (1)	Cajeros c/100,000 hab.(1)	PBI per cápita Promedio 2001-2006 Constante a US\$ 2000
<b>América Latina</b>	<b>29,4</b>	<b>25,2</b>	<b>2,1</b>	<b>9,3</b>	<b>3,6</b>	<b>18,6</b>	<b>4.016</b>
Brasil	33,1	30,4	2,3	10,3	3,6	16,2	3.842
Chile	49,0	65,9	2,6	12,3	7,8	36,0	5.399
Paraguay	20,0	19,7	0,8	4,8	0,7	4,4	1.340
Peru	23,3	19,9	1,5	7,3	2,3	11,0	2.267
Uruguay	52,5	37,9	2,0	10,8	3,6	19,1	6.098
México	24,0	16,0	3,7	9,0	4,6	23,6	6.032
Argentina	23,0	12,8	1,4	10,4	2,8	19,5	7.487
<b>Economías desarrolladas</b>	<b>83,1</b>	<b>87,5</b>	<b>59,2</b>	<b>49,3</b>	<b>89,9</b>	<b>95,1</b>	<b>27.884</b>
Alemania	97,6	114,0	129,5	56,0	149,6	65,0	23.628
Australia	70,3	97,8	0,7	25,0	3,3	121,7	22.414
Canadá	151,0	125,3	0,8	24,4	1,8	54,8	24.789
España	95,3	129,2	83,2	97,0	111,5	130,0	15.337
Francia	67,0	90,8	74,4	65,0	87,4	76,0	23.292
Reino Unido	121,8	153,8	116,2	47,0	238,1	97,0	26.256
Estados Unidos	69,2	55,8	9,6	30,9	37,7	120,9	35.932

(1) Datos a dic. 2007 – promedio simple de los países seleccionados.

Fuente: elaboración propia en base a datos de Bancos Centrales, Superintendencias, Banco Mundial y FMI.

**Tabla 3 / Evolución indicadores de bancarización en Argentina**

<b>Año</b>	<b>Entidades</b>	<b>Sucursales y otras dependencias</b>	<b>Cajeros automáticos</b>	<b>Cuentas: Cajas de ahorro (en miles)</b>	<b>Cuentas: Plazo Fijo (en miles)</b>	<b>Cuentas corrientes (en miles)</b>	<b>Préstamos (en miles)</b>	<b>Depósitos Privados (% del PIB)</b>	<b>Préstamos al Sector Privado (% del PIB)</b>
1993	206	4.164		4.876	1.179		3.978	11,7	16,7
1994	205	4.258		5.932	1.318	1.862	4.989	14,3	18,8
1995	157	4.084		6.059	1.305	1.704	4.514	13,9	19,6
1996	147	4.059	1.632	6.713	1.522	1.881	5.518	15,9	19,2
1997	138	4.171	2.556	8.742	1.643	2.287	7.494	18,1	20,2
1998	125	4.466	3.738	12.084	1.849	2.909	9.592	21,5	22,8
1999	116	4.508	4.245	13.197	1.928	3.222	9.783	24,8	25,0
2000	113	4.437	5.183	13.215	2.080	3.262	10.890	25,9	24,2
2001	106	4.400	5.836	17.533	1.636	3.261	11.686	25,6	21,5
2002	99	4.065	5.608	11.220	726	2.638	7.039	19,7	11,7
2003	96	3.993	5.845	9.231	867	2.317	6.930	19,4	8,4
2004	91	3.923	6.123	9.267	824	2.488	7.629	17,4	8,7
2005	89	3.986	6.504	8.683	901	2.401	9.896	17,4	9,6
2006	90	4.021	6.973	9.537	1.176	2.725	13.202	17,4	11,2
2007	86	4.093	7.674	10.558	1.238	3.056	15.097	16,7	12,2
2008	85	4.107	8.707	11.108	1.198	3.350	16.383	15,7	12,7
2009	84	4.145	9.340	11.584	1.206	3.461	16.823	15,7	12,0

Fuente: BCRA

las delegaciones. Las subsucursales brindan servicios bancarios reducidos, sea en términos de las operaciones que pueden realizar<sup>32</sup> o en términos de horario de atención (agencias móviles).<sup>33</sup>

El análisis de la evolución de los indicadores de disponibilidad de servicios bancarios refleja por un lado un aumento y por el otro un cambio en su composición. El efecto es un crecimiento de la oferta de servicios bancarios que no requieren la intervención de personas físicas.<sup>34</sup> Sin embargo, por su naturaleza estas agencias restringen el acceso a cierto tipo de servicios bancarios, como ser el otorgamiento de préstamos, la apertura de nuevas cuentas bancarias, así como el resto de los servicios bancarios para agentes que prefieran un trato personalizado. En particular, este aspecto puede ser importante bajo una óptica económica, en la medida en que se pierden relaciones entre bancos y clientes.<sup>35</sup> Este fenómeno no sólo se verifica al analizar los datos agregados sino también cuando se toma en cuenta la política por tipo de entidad (ver Tabla 4).

Por último, los indicadores de utilización de servicios bancarios muestran el impacto de las distintas crisis. La crisis de 2001 generó una disminución significativa en los volúmenes de depósitos y créditos tal que aún no han recuperado los niveles precrisis.

### ***III.2. El mapa de la disponibilidad de servicios bancarios a nivel local***

Con el objeto de realizar un análisis adecuado de los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios en nuestro país, se confeccionó una base de datos con información del BCRA, la SEFYC, el INDEC y FIEL. A fin de cubrir y analizar de manera adecuada la disponibilidad y utilización de los servicios bancarios, la base parte de la unidad geográfica más pequeña, es decir, a nivel de localidad. Como localidad<sup>36</sup> se considera a “una concentración espacial de edificios, conectados

---

<sup>32</sup> Por ejemplo, en las dependencias no se permite la apertura de cuentas bancarias. En tanto los cajeros automáticos por su propia naturaleza prestan solamente aquellos servicios bancarios que no requieren la intervención de personas físicas.

<sup>33</sup> Las delegaciones, aun cuando dependen administrativamente de otra casa, pueden prestar la totalidad de los servicios bancarios básicos.

<sup>34</sup> Cuando se trata de localidades pequeñas, algunos bancos instalan cajeros automáticos “asistidos” por personas entrenadas por ellos.

<sup>35</sup> Adicionalmente, en los últimos años y de manera incipiente se observa un crecimiento de la utilización de servicios bancarios vía Internet.

<sup>36</sup> Definición del INDEC.

Tabla 4 / Evolución en la extensión de la red de atención al público

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Sistema financiero</b>												
Agencias	8.204	8.753	9.621	10.236	9.673	9.841	10.047	10.508	11.382	11.767	12.814	13.485
Sucursales	3.795	3.872	3.849	3.817	3.535	3.486	3.429	3.495	3.539	3.592	3.610	3.634
Subsucursales	4.409	4.881	5.772	6.419	6.138	6.355	6.618	7.013	7.843	8.175	9.204	9.851
Cajeros	3.738	4.245	5.183	5.836	5.608	5.845	6.123	6.522	7.361	7.674	8.707	9.340
Resto	671	636	589	583	530	510	495	491	482	501	497	511
<b>Banca Pública</b>												
Agencias	2.033	2.089	2.346	2.793	3.646	3.700	3.585	3.555	3.367	3.632	4.002	4.364
Sucursales	1.155	1.142	1.200	1.219	1.543	1.555	1.425	1.385	1.231	1.232	1.231	1.231
Subsucursales	878	947	1.146	1.574	2.103	2.145	2.160	2.170	2.136	2.400	2.771	3.133
Cajeros	673	766	970	1.399	1.911	1.961	1.975	1.992	1.953	2.202	2.579	2.926
Resto	205	181	176	175	192	184	185	178	183	198	192	207
<b>Banca Privada Nacional</b>												
Agencias	2.725	2.368	2.134	2.390	2.544	2.864	3.193	3.694	4.343	4.624	5.038	5.261
Sucursales	1.394	1.213	948	974	1.031	1.084	1.210	1.303	1.490	1.508	1.524	1.541
Subsucursales	1.331	1.155	1.186	1.416	1.513	1.780	1.983	2.391	2.853	3.116	3.514	3.720
Cajeros	1.214	1.071	1.116	1.343	1.441	1.688	1.892	2.276	2.739	3.003	3.401	3.609
Resto	117	84	70	73	72	92	91	115	114	113	113	111
<b>Banca Extranjera</b>												
Agencias	3.446	4.296	5.141	5.053	3.483	3.277	3.269	3.259	3.672	3.511	3.774	3.860
Sucursales	1.246	1.517	1.701	1.624	961	847	794	807	818	852	855	862
Subsucursales	2.200	2.779	3.440	3.429	2.522	2.430	2.475	2.452	2.854	2.659	2.919	2.998
Cajeros	1.851	2.408	3.097	3.094	2.256	2.196	2.256	2.254	2.669	2.469	2.727	2.805
Resto	349	371	343	335	266	234	219	198	185	190	192	193

Fuente: BCRA.

entre sí por calles, es decir, un centro poblado, asociado generalmente a un área de gobierno local (municipio, comuna, etc.)". Tomando como referencia la codificación de las localidades realizada por el INDEC en el primer semestre de 2005, se confeccionó una base de datos con información para el período 1998-2009.

La base por localidad incluye para cada entidad regulada por el BCRA, información sobre el número y tipo de agencia bancaria (indicadores de disponibilidad), el volumen de depósitos y créditos correspondientes al sector privado, así como el número de cuentas bancarias (indicadores de utilización).<sup>37</sup> A esta base con datos bancarios se le agregó información de cada localidad de acuerdo a los censos 1991 y 2001 referida a la población y las condiciones socioeconómicas de dicha población (cantidad de habitantes,<sup>38</sup> por grupo de edad, nivel de educación, tasa de desocupación y empleo por tipo de ocupación, calidad del material empleado en las viviendas). A fin de enriquecer el análisis econométrico, se adicionaron variables con una diferente apertura geográfica por tratarse de información no disponible a nivel de localidad. A nivel departamental se consideró la superficie y a nivel provincial el producto bruto geográfico y el ambiente de negocios.<sup>39</sup>

### *III.2.a. Disponibilidad de servicios bancarios por provincia*

Por su parte, tal como lo muestra la Tabla 5, al comparar los niveles de disponibilidad de servicios bancarios a nivel de provincia se observan diferencias significativas. Como era de esperar, los indicadores usados para analizar la red de atención al público (número de agencias por habitante y por km<sup>2</sup>) muestran a la Ciudad de Buenos Aires como la jurisdicción con mayor oferta de infraestructura bancaria. Sin embargo, la provincia que ocupa el segundo lugar varía dependiendo del indicador seleccionado: Buenos Aires cuando se analiza la cobertura por km<sup>2</sup> y Santa Cruz si se toma en cuenta el número de agencias cada 100.000 habitantes. En este caso, las provincias patagónicas son las que muestran las mejoras más significativas en la disponibilidad de servicios bancarios.

El grado de diversidad que se observa entre las provincias se mantiene aún si se considera un indicador diferente, tal como el número de localidades sin oferta

---

<sup>37</sup> Es importante destacar que los depósitos y créditos por localidad reflejan las operaciones realizadas en dicha jurisdicción independientemente del lugar de residencia del cliente bancario.

<sup>38</sup> La tasa de crecimiento de la población por localidad se proyectó a partir de los datos de 1991 y 2001.

<sup>39</sup> La Ciudad de Buenos Aires se considera como una jurisdicción comparable a una provincia.

de servicios bancarios. Excluyendo la Ciudad de Buenos Aires,<sup>40</sup> sólo se destaca la provincia de La Pampa donde el 23% de sus localidades no cuenta con servicios bancarios.<sup>41</sup> El porcentaje correspondiente a esta provincia representa 1/3 del promedio del país para 2009, de 67%. En el otro extremo, aproximadamente el 90% de las localidades de Catamarca o Jujuy no tienen presencia bancaria. Estas diferencias estarían no sólo vinculadas a las características socioeconómicas, la extensión geográfica y el tipo de banco que opera en la región sino también a las regulaciones que afectan o restringen el tipo de servicio que puede ofrecerse. Cabe destacar en tal sentido que el Banco de La Pampa cubre un importante número de localidades a través de sucursales móviles. La regulación tiene implicancias en este caso, ya que la posibilidad de abrir una sucursal móvil estaba limitada a la banca pública provincial y restringida al ámbito de su provincia hasta 2008.<sup>42</sup> A su vez, a partir de septiembre de 2006, el Banco Central autorizó la apertura de Oficinas de atención transitoria, las que sólo pueden operar en una localidad que no cuente con sucursal bancaria.<sup>43</sup>

### III.2.b. Disponibilidad de servicios bancarios por localidad

Otro aspecto de singular relevancia y que complementa necesariamente la información anterior es la referida a las localidades –y a la población que las habita– que no cuentan con infraestructura bancaria. Si bien se observa una caída en estas variables (ver tablas 6 y 7), alrededor del 70% de las localidades y el 11% de la población carece de servicios bancarios a nivel local.<sup>44</sup>

Es necesario remarcar que la información precedente no constituye una medida del porcentaje de población no *bancarizada* sino que es sólo indicativa del

<sup>40</sup> De acuerdo a la codificación del INDEC, la Ciudad de Buenos Aires se considera como una única localidad.

<sup>41</sup> Incluso a pesar de haber reducido el número de localidades con infraestructura bancaria entre 1998 y 2009.

<sup>42</sup> Ver regulación CREFI (Capítulo II – Sección 10).

<sup>43</sup> Estas agencias pueden realizar todas las operaciones admitidas para las sucursales a excepción de la apertura de cuentas corrientes.

<sup>44</sup> Si se consideran además las cooperativas y mutuales de crédito registradas en el Instituto Nacional de Asociativismo y Economía Social (INAES) y no reguladas por el BCRA, se tiene que existen aproximadamente 470 entidades. De éstas, sólo 5 entidades están ubicadas en localidades que no cuentan con agencia bancaria.

Provincia	Sin agencia bancaria		
	Nro. de localidades	Nro. de hab. por localidad	% población provincial
Santa Fe	5	1639	0,1

Fuente: elaboración propia en base al INAES.

Tabla 5 / Evolución del número y tipo de agencias por provincia

	Nro. de agencias		var. %	Agencias / 1.000 km <sup>2</sup>		Agencias / 100.000 hab.		Sucursales / 1.000 km <sup>2</sup>		Sucursales / 100.000 hab.		Cajeros automáticos/ 1.000 km <sup>2</sup>		Cajeros automáticos/ 100.000 hab.	
	1998	2009		1998	2009	1998	2009	1998	2009	1998	2009	1998	2009	1998	2009
C. Bs. Aires	2.204	2.790	26,6	10,827,6	13,743,8	77,6	104,9	3,822,7	3,463,1	27,4	26,4	6,261,1	9,714,3	44,9	74,1
Buenos Aires	2.727	4.399	61,3	8,7	14,3	20,0	29,6	3,9	3,7	8,9	7,6	4,2	10,0	9,6	20,8
Catamarca	33	90	172,7	0,3	0,9	10,3	23,0	0,2	0,2	8,1	4,6	0,1	0,7	2,3	17,4
Córdoba	733	1.177	60,6	4,3	7,1	23,9	35,4	2,6	2,3	14,5	11,6	1,6	4,7	9,0	23,2
Corrientes	94	193	105,3	1,1	2,2	10,6	18,5	0,7	0,7	7,4	5,6	0,3	1,5	2,9	12,8
Chaco	83	221	166,3	0,8	2,2	8,9	19,2	0,6	0,6	6,8	5,2	0,2	1,6	2,0	13,9
Chubut	106	238	124,5	0,5	1,1	27,9	51,7	0,2	0,2	11,4	10,2	0,2	0,7	9,4	32,1
Entre Ríos	212	381	79,7	2,7	4,8	19,1	29,9	1,5	1,4	10,7	8,7	1,1	3,3	7,6	20,5
Formosa	32	86	168,8	0,4	1,2	7,0	15,4	0,2	0,2	3,9	3,0	0,2	0,9	3,1	12,2
Jujuy	46	142	208,7	0,8	2,7	7,8	20,3	0,4	0,6	3,6	4,3	0,3	2,0	2,4	15,6
La Pampa	122	178	45,9	0,9	1,2	43,4	53,4	0,3	0,3	17,1	13,5	0,1	0,5	5,2	22,5
La Rioja	29	79	172,4	0,3	0,9	10,9	22,6	0,2	0,3	7,9	7,2	0,1	0,6	3,0	15,2
Mendoza	325	462	42,2	2,2	3,1	21,3	27,0	1,1	1,0	11,1	8,5	0,8	2,1	7,9	18,4
Misiones	94	190	102,1	3,2	6,4	10,3	16,7	1,9	2,1	6,3	5,5	1,2	4,2	4,0	11,1
Neuquén	83	229	175,9	0,9	2,4	18,7	41,3	0,5	0,4	10,8	7,4	0,4	1,8	7,4	29,8
Río Negro	117	238	103,4	0,6	1,2	22,3	40,1	0,3	0,3	12,7	10,8	0,2	0,8	8,6	28,8
Salta	85	251	195,3	0,5	1,6	8,4	20,0	0,3	0,3	4,3	4,1	0,3	1,3	4,1	15,7
San Juan	74	141	90,5	0,8	1,6	13,3	20,8	0,4	0,4	6,5	4,9	0,4	1,2	6,4	15,6
San Luis	78	134	71,8	1,0	1,7	24,2	30,5	0,5	0,6	12,1	9,8	0,5	1,2	12,1	20,5
Santa Cruz	45	140	211,1	0,2	0,6	25,0	62,2	0,1	0,1	18,9	15,5	0,0	0,4	6,1	45,3
Santa Fe	654	1.204	84,1	4,9	9,1	22,2	37,9	3,3	3,1	14,9	13,1	1,4	5,8	6,5	24,4
S. del Estero	48	165	243,8	0,4	1,2	6,3	18,1	0,2	0,3	3,7	4,1	0,1	0,8	1,1	12,5
Tucumán	150	281	87,3	6,7	12,5	12,2	19,8	3,2	2,8	5,9	4,4	3,2	9,6	5,9	15,3
T. del Fuego	30	76	153,3	0,0	0,1	23,3	58,6	0,0	0,0	8,9	12,3	0,0	0,1	14,4	45,5
<b>País</b>	<b>8.204</b>	<b>13.485</b>	<b>64,4</b>	<b>2,2</b>	<b>3,6</b>	<b>23,2</b>	<b>34,3</b>	<b>1,0</b>	<b>1,0</b>	<b>11,1</b>	<b>9,2</b>	<b>1,0</b>	<b>2,5</b>	<b>10,6</b>	<b>23,7</b>

Fuente: BCRA

Tabla 6 / Porcentaje de localidades sin infraestructura bancaria

Provincia	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
C. Bs. Aires	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Bs Aires	64,6	64,7	64,4	62,2	62,2	62,6	62,6	62,4	61,6	61,6	61,4	61,3
Catamarca	92,3	91,7	91,7	91,7	91,0	91,0	91,0	91,0	91,0	91,0	90,4	90,3
Córdoba	71,1	72,1	71,7	72,1	72,1	72,2	72,1	72,4	72,1	71,7	71,3	67,6
Corrientes	54,7	54,7	62,7	62,7	62,7	62,7	62,7	62,7	62,7	62,7	62,7	60,8
Chaco	73,1	73,1	73,1	73,1	72,0	72,0	71,0	69,9	69,9	68,8	63,4	57,6
Chubut	46,3	46,3	46,3	46,3	46,3	44,8	44,8	43,3	43,3	43,3	41,8	30,3
Entre Ríos	67,1	67,1	67,1	67,1	67,1	70,6	70,6	70,6	68,8	68,2	68,2	63,9
Formosa	82,8	82,8	82,8	82,8	82,8	82,8	82,8	82,8	81,0	81,0	81,0	80,7
Jujuy	92,3	91,5	90,8	90,0	90,0	90,0	89,2	88,5	89,2	89,2	88,5	88,4
La Pampa	21,6	21,6	21,6	21,6	21,6	21,6	21,6	21,6	21,6	21,6	23,9	23,0
La Rioja	83,6	83,6	83,6	83,6	83,6	83,6	82,2	82,2	82,2	82,2	82,2	80,6
Mendoza	77,3	80,0	80,0	78,7	80,0	80,0	79,3	78,7	78,7	78,7	78,7	78,5
Misiones	76,9	76,9	76,0	76,0	75,2	74,4	72,7	71,9	71,9	71,1	69,4	66,7
Neuquén	66,1	66,1	62,5	58,9	57,1	48,2	46,4	44,6	44,6	30,4	30,4	29,1
Río Negro	84,9	84,9	84,2	84,2	84,2	87,1	87,1	84,9	84,9	82,0	80,6	79,7
Salta	90,1	88,5	87,0	85,5	84,7	84,0	82,4	80,9	77,9	77,1	74,0	73,1
San Juan	85,2	85,2	85,2	84,0	84,0	81,5	81,5	80,2	80,2	77,8	77,8	76,3
San Luis	81,2	80,0	80,0	80,0	78,8	78,8	78,8	80,0	80,0	78,8	80,0	79,8
Santa Cruz	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	46,4	44,4
Santa Fe	60,2	60,7	60,5	61,0	61,5	61,5	61,5	61,0	60,5	59,9	59,4	59,1
S. del Estero	86,7	86,7	86,7	86,7	86,7	86,7	86,7	86,7	86,7	86,7	84,3	83,6
Tucumán	83,0	83,0	83,0	83,0	81,0	81,0	79,0	77,0	75,0	74,0	74,0	73,7
T. del Fuego	71,4	71,4	71,4	71,4	71,4	71,4	71,4	71,4	71,4	71,4	71,4	66,7
<b>País</b>	<b>71,9</b>	<b>72,1</b>	<b>71,9</b>	<b>71,4</b>	<b>71,3</b>	<b>71,4</b>	<b>71,0</b>	<b>70,6</b>	<b>70,1</b>	<b>69,4</b>	<b>68,8</b>	<b>67,2</b>

Fuente: BCRA.

porcentaje de localidades y población que podrían tener restringido el acceso a los servicios bancarios por no tener una prestación directa disponible en la localidad habitual de residencia (incluida la población rural). Sin embargo, tanto la evidencia internacional mencionada en la sección II como los determinantes de la oferta de servicios bancarios que se desarrollan en las secciones IV y V, permiten inferir la importancia que la disponibilidad local de servicios bancarios tiene como determinante de su nivel de utilización.

La Tabla 7 también permite contrastar el vínculo entre desarrollo económico regional y *bancarización* (medida en este caso como el porcentaje de población sin cobertura de servicios bancarios en su localidad de residencia). En este sentido las provincias del NOA y NEA muestran los menores niveles de oferta mientras que Buenos Aires y la Patagonia se encuentran en la posición opuesta. No obstante, las provincias con menor oferta de servicios bancarios han mostrado las mejoras más significativas, destacándose los casos de Salta, Misiones y Chaco.

### *III.2.c. Disponibilidad de servicios bancarios por tipo de entidad financiera*

Otra de las dimensiones que presenta el análisis de la disponibilidad de servicios bancarios es la referida al tipo de entidades que operan en las diferentes provincias. Al respecto, la evidencia reflejada en la Tabla 8 muestra que sólo 5 entidades operaban a diciembre de 2009 en la totalidad de las provincias y unas 15 entidades en más de 9 provincias. Por su parte, la mayoría de los bancos extranjeros actúan en una única jurisdicción, ya que en general su actividad principal se concentra en grandes clientes, y por lo tanto no requieren de una gran extensión en su cobertura geográfica. En tanto, la banca privada nacional lo hace en el rango promedio de entre 2 y 5 provincias. En el análisis de la banca pública provincial debe tenerse presente que su extensión a otras provincias es en general muy limitada. Finalmente y, a pesar de los cambios producidos en los años recientes, la proporción de entidades que operan en menos de 5 provincias no se modificó significativamente en la última década.

Al analizar la información por tipo de entidad y cantidad de localidades, se observa que la presencia en una provincia no implica directamente un nivel de cobertura significativo en términos de las localidades (y población). Como puede observarse en la Tabla 8, en 2009 sólo 3 entidades operaban en más de 200 localidades a pesar de que 15 entidades cubrían más de 9 provincias. Asimismo, una de las entidades con mayor número de localidades cubiertas es un banco provincial que

Tabla 7/ Porcentaje de población sin cobertura de servicios bancarios

Provincia	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
C. Bs. Aires	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Bs Aires	3,6	3,6	3,6	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4	3,3	3,3	3,3	2,9
Catamarca	30,0	29,8	29,8	29,8	29,3	29,3	29,3	29,3	29,3	29,3	28,6	27,5
Córdoba	13,7	14,1	13,9	14,0	14,0	14,0	13,9	14,1	14,1	13,8	13,5	12,9
Corrientes	21,4	21,4	22,7	22,7	22,7	22,7	22,7	22,7	22,7	22,7	22,7	20,7
Chaco	30,8	30,8	30,8	30,8	28,1	28,1	27,3	26,6	26,6	26,2	24,2	19,8
Chubut	8,8	8,8	8,8	8,8	8,8	7,3	7,3	6,5	6,5	6,5	6,3	5,2
Entre Ríos	17,1	17,1	17,1	17,1	17,1	18,0	18,0	18,0	17,0	16,9	16,9	13,9
Formosa	33,6	33,6	33,6	33,6	33,6	33,6	33,6	33,6	32,4	32,4	32,4	29,3
Jujuy	24,2	23,7	23,0	22,8	22,8	22,8	22,7	22,5	22,7	22,7	21,7	21,1
La Pampa	8,0	8,0	8,0	8,0	8,0	8,0	8,0	8,0	8,0	8,0	8,1	6,1
La Rioja	21,6	21,6	21,6	21,6	21,6	21,6	19,7	19,7	19,7	19,7	19,7	17,3
Mendoza	22,7	23,2	23,3	23,2	23,5	23,5	23,3	23,2	23,2	23,2	23,2	23,4
Misiones	38,2	38,2	37,5	37,5	36,4	36,0	32,6	32,3	32,3	32,1	31,3	27,4
Neuquén	11,9	11,9	11,3	10,5	10,4	9,4	9,2	9,1	9,1	8,5	8,5	7,1
Río Negro	20,4	19,4	19,3	19,3	19,3	21,8	21,8	20,3	20,3	17,6	16,4	15,4
Salta	30,1	28,4	26,5	25,6	24,9	24,1	23,7	23,2	20,6	20,1	19,2	16,8
San Juan	21,5	21,5	21,5	21,2	21,2	20,7	20,7	20,2	20,2	19,2	19,2	18,2
San Luis	14,6	14,4	14,4	14,4	12,0	12,0	12,0	12,3	12,3	12,0	12,3	11,3
Santa Cruz	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,2	1,4
Santa Fe	11,6	11,7	11,4	11,5	11,5	11,5	11,5	11,1	11,1	11,0	10,8	10,4
S. del Estero	37,8	37,8	37,8	37,8	37,8	37,8	37,8	37,8	37,8	37,8	35,6	33,0
Tucumán	32,5	32,5	32,5	32,5	29,4	29,4	29,0	28,3	27,8	27,7	27,7	26,9
T. del Fuego	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	3,2
<b>País</b>	<b>12,8</b>	<b>12,8</b>	<b>12,7</b>	<b>12,6</b>	<b>12,3</b>	<b>12,3</b>	<b>12,2</b>	<b>12,0</b>	<b>11,9</b>	<b>11,7</b>	<b>11,5</b>	<b>10,8</b>

Fuente: BCRA.

**Tabla 8 / Participación regional de las entidades**

	Número de entidades				Número de entidades			
	Total	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
<b>1998</b>								
<b>Cantidad de provincias</b>								
24	2	2	0	0	5	1	3	1
De 23 a 20	5	0	2	3	2	0	1	1
De 19 a 10	8	0	2	6	8	0	3	5
De 9 a 5	14	2	9	3	7	1	6	0
De 5 y 2	41	7	25	9	24	8	13	3
1	55	5	29	21	41	2	14	25
<b>Cantidad de localidades</b>								
Mayor a 200	1	1	0	0	3	2	1	0
De 200 a 100	5	2	2	1	6	1	3	2
De 100 a 50	8	1	2	5	8	2	3	3
De 50 a 5	40	5	24	11	19	5	12	2
De 5 a 1	71	7	39	25	51	2	21	28
<b>2009</b>								
<b>Cantidad de provincias</b>								
24								
De 23 a 20								
De 19 a 10								
De 9 a 5								
De 5 y 2								
1								
<b>Cantidad de localidades</b>								
Mayor a 200								
De 200 a 100								
De 100 a 50								
De 50 a 5								
De 5 a 1								

Fuente: BCRA.

concentra su actividad en una única provincia. En síntesis, la evidencia analizada muestra que la competencia a nivel localidad no es demasiado extendida ya que sólo en 157 localidades tienen actividad más de 3 entidades diferentes, en tanto que en sólo 52 localidades actúan más de 10 entidades diferentes.

### *III.2.d. Dinámica en la disponibilidad de servicios bancarios*

Para analizar los cambios producidos en la disponibilidad de servicios bancarios en localidades que ya contaban, al inicio del período, con infraestructura bancaria se definen cuatro categorías de localidades según la cantidad de agencias bancarias instaladas: ninguna agencia (0), una agencia (1), dos agencias (2) y más de dos agencias (3). Las localidades agrupadas dentro de las categorías 1 y 2 cuentan por ende con una baja presencia bancaria, mientras que las localidades ubicadas dentro de la categoría 3 presentan un nivel medio y alto, incluyendo mercados de mayor nivel de competencia entre entidades. La Tabla 9 ratifica lo expresado anteriormente en cuanto a que, en el período analizado, gran parte del aumento de la red de atención al público se produjo en localidades que ya contaban con infraestructura bancaria. En la mayor parte de las provincias, el número de localidades tipo 1 se reduce, incluso en varias provincias se observa un comportamiento similar en las localidades tipo 2. Como contrapartida, el número de localidades tipo 3 aumenta en 21 de las 24 provincias. A su vez, la población que habita en localidades con un acceso limitado a los servicios bancarios se redujo del 5% al 2%.

Por su parte, el proceso de ampliación de la red de agencias basado principalmente en la instalación de cajeros automáticos trajo aparejado un cambio importante en las localidades provistas con una única agencia bancaria (tipo 1), tal como se observa en la Tabla 10. En efecto, entre 1998 y 2009 se redujo el porcentaje de localidades tipo 1 con sucursales aumentando la proporción de localidades con subsucursales, particularmente de cajeros automáticos. En 1998 solamente 8 de estas localidades tenían acceso a los servicios bancarios a través de un cajero automático, mientras que en 2009 el número creció a 137. Si bien este movimiento se ha dado en casi todas las provincias, la sustitución fue más relevante en las provincias de Buenos Aires, Córdoba y Salta.

El nivel de oferta de servicios bancarios en función de la población de la localidad se observa en la Tabla 11. Se destaca que cuando la población supera los 10.000 habitantes, las localidades tienden a contar con más de tres agencias. Asimismo,

**Tabla 9 / Evolución de las localidades según oferta de servicios bancarios**

	Localidades tipo 1			Localidades tipo 2			Localidades tipo 3					
	2009			1998			1998			2009		
	Nro. localidades	% población	Nro. localidades	% población	Nro. localidades	% población	Nro. localidades	% población	Nro. localidades	% población	Nro. localidades	% población
C. Bs. Aires	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	1	100,0	1	100,0
Bs Aires	59	1,5	29	0,5	36	1,6	57	1,1	118	93,0	146	95,5
Catamarca	7	14,1	4	2,6	4	13,2	6	14,1	1	42,1	5	55,8
Córdoba	80	9,6	33	2,5	37	7,7	63	6,9	35	68,9	74	77,8
Corrientes	22	12,7	3	1,8	6	10,8	12	7,8	6	54,1	14	69,7
Chaco	10	6,0	14	9,2	11	19,8	7	4,8	4	41,8	18	66,2
Chubut	30	8,6	19	3,2	0	0,0	19	8,1	6	82,7	8	83,5
Entre Ríos	27	7,1	11	2,3	10	6,8	16	3,7	19	67,9	34	80,0
Formosa	6	9,2	1	1,2	3	16,0	0	0,0	1	39,5	10	69,5
Jujuy	4	5,8	4	1,8	4	26,5	1	1,7	2	42,8	10	75,4
La Pampa	53	20,3	46	12,4	12	20,2	5	4,6	4	50,4	16	76,9
La Rioja	10	18,7	3	3,7	1	10,2	4	4,6	1	48,9	7	74,4
Mendoza	16	3,4	4	0,6	5	2,5	10	2,7	13	71,4	18	73,3
Misiones	16	8,9	13	7,1	5	6,9	14	11,7	7	45,1	13	53,8
Neuquén	10	9,1	13	1,9	3	9,0	10	3,4	6	69,7	16	87,5
Río Negro	6	3,6	9	4,8	3	3,4	4	4,4	12	72,4	15	75,5
Salta	5	5,9	18	8,9	3	4,7	3	2,7	5	58,7	14	71,7
San Juan	6	21,7	8	11,8	2	28,8	3	2,0	4	27,7	8	67,9
San Luis	11	10,2	2	0,9	2	4,2	9	9,3	3	70,4	6	78,5
Santa Cruz	5	15,3	1	0,3	6	18,1	1	1,3	3	65,0	13	96,9
Santa Fe	71	8,0	21	1,5	37	7,1	45	4,9	44	73,2	90	83,2
S. del Estero	14	8,7	0	0,0	6	12,4	19	12,8	2	40,1	8	54,2
Tucumán	6	2,9	6	2,1	2	3,1	6	5,0	9	61,4	14	66,0
T. del Fuego	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	2	97,1	2	96,8
<b>País</b>	<b>474</b>	<b>5,1</b>	<b>262</b>	<b>2,1</b>	<b>198</b>	<b>5,4</b>	<b>314</b>	<b>3,5</b>	<b>308</b>	<b>76,5</b>	<b>560</b>	<b>83,6</b>

Fuente: BCRA e INDEC.

**Tabla 10 / Tipo de agencia que se instalan en las localidades tipo 1**

	Localidades tipo 1					
	Nro. de localidades		Con sucursales		Cajeros y otras subsucursales	
	1998	2009	1998	2009	1998	2009
C. Bs. Aires	0	0	0	0	0	0
Bs Aires	59	29	42	8	17	21
Catamarca	7	4	2	0	5	4
Córdoba	80	33	80	4	0	29
Corrientes	22	3	21	2	1	1
Chaco	10	14	10	0	0	14
Chubut	30	19	2	1	28	18
Entre Ríos	27	11	14	0	13	11
Formosa	6	1	6	0	0	1
Jujuy	4	4	0	0	4	4
La Pampa	53	46	6	2	47	44
La Rioja	10	3	10	2	0	1
Mendoza	16	4	9	2	7	2
Misiones	16	13	15	3	1	10
Neuquén	10	13	1	0	9	13
Río Negro	6	9	2	0	4	9
Salta	5	18	5	0	0	18
San Juan	6	8	5	1	1	7
San Luis	11	2	11	2	0	0
Santa Cruz	5	1	3	0	2	1
Santa Fe	71	21	71	14	0	7
S. del Estero	14	0	1	0	13	0
Tucumán	6	6	6	0	0	6
T. del Fuego	0	0	0	0	0	0
<b><i>País</i></b>	<b><i>474</i></b>	<b><i>262</i></b>	<b><i>322</i></b>	<b><i>41</i></b>	<b><i>152</i></b>	<b><i>221</i></b>

Fuente: BCRA.

la oferta en localidades con una población menor a 2.000 habitantes se realiza mayoritariamente a través de una sola agencia bancaria, con una alta incidencia de subsucursales (en su mayoría cajeros automáticos). No obstante, se observan casos de localidades de más de 10.000 habitantes que no cuentan con infraestructura bancaria de ningún tipo y localidades de menos de 2.000 habitantes con una disponibilidad significativa de servicios bancarios. Un análisis más detallado

**Tabla 11 / Densidad poblacional y nivel de bancarización**

	Nro. de localidades				% Población			
	Tipo 0	Tipo 1	Tipo 2	Tipo 3	Tipo 0	Tipo 1	Tipo 2	Tipo 3
	1998				2009			
Menor a 2.000 hab.	2.277	205	10	2	79,8	18,7	1,2	0,2
Entre 2.000 y 5.000 hab.	161	176	57	11	38,3	42,2	16,1	3,4
Entre 5.000 y 10.000 hab.	35	65	80	46	14,3	28,4	34,9	22,4
Entre 10.000 y 25.000 hab.	7	23	40	99	4,0	12,2	23,0	60,9
Mayor a 25.000 hab.	1	5	11	150	0,1	0,9	2,0	97,0
<b>Total</b>	<b>2.481</b>	<b>474</b>	<b>198</b>	<b>308</b>	<b>13,0</b>	<b>5,1</b>	<b>5,4</b>	<b>76,5</b>
Menor a 2.000 hab.	2.102	140	86	11	79,3	10,0	9,3	1,4
Entre 2.000 y 5.000 hab.	168	75	145	58	35,1	16,5	33,4	15,0
Entre 5.000 y 10.000 hab.	47	37	59	122	16,5	14,0	22,0	47,4
Entre 10.000 y 25.000 hab.	8	7	21	174	3,3	2,8	8,1	85,8
Mayor a 25.000 hab.	0	3	3	195	0,0	0,4	0,4	99,2
<b>Total</b>	<b>2.325</b>	<b>262</b>	<b>314</b>	<b>560</b>	<b>5,1</b>	<b>2,2</b>	<b>3,7</b>	<b>89,0</b>

Fuente: BCRA e INDEC.

de estos casos “atípicos” indica que aquellas localidades que se esperaba cuenten con servicios bancarios y no lo hacen se encuentran ubicadas en las proximidades de alguna localidad de mayor importancia (tamaño) relativa (por ejemplo, la capital provincial).<sup>45</sup> A su vez, localidades con bajo nivel de población y relativamente alta oferta de servicios bancarios suelen ser centros turísticos o localizaciones de grandes empresas.

Cuando se analiza la evolución por tipo de localidad y de entidad se observan importantes diferencias entre estas últimas, tal como lo muestra la Tabla 12. En primer lugar, la banca extranjera tiene una extensión geográfica significativamente menor ubicándose especialmente en las localidades con un mayor nivel de oferta de servicios bancarios (tipo 3). La banca pública, por su parte, tiene mayor presencia en localidades de bajo nivel de oferta de servicios, especialmente en las tipo 1, aunque éstas están concentradas en Córdoba, La Pampa y Buenos Aires dando cuenta de la fuerte injerencia en estos casos de parte de la banca pública provincial. Asimismo, la banca privada nacional tiene presencia en localidades clasificadas como tipo 1 en aquellas provincias donde se produjo la privatización del banco provincial como ser en Misiones, Salta, San Luis, Jujuy, Santiago del Estero o Tucumán.

### *III.2.e. Intermediación financiera según las características de la localidad*

La Tabla 13 muestra la captación de depósitos del sector privado que realizan los grupos de entidades. Los datos agregados para el país señalan una participación similar. No obstante, las conclusiones difieren si se analiza por tipo de localidad. La banca pública, reflejando su mayor presencia en las localidades con

<sup>45</sup> El cuadro siguiente muestra que la cantidad de habitantes en términos de la población del departamento en el caso de las localidades de más de 10.000 habitantes y nulo o bajo acceso a la oferta de servicios bancarios para el 2009.

	Nro. de casos	Participación de la población en el departamento (*)
<b>Localidades de hasta 25.000 habitantes</b>		
Sin agencia bancaria	0	
Con 1 agencia bancaria	3	17,8
<b>Localidades de entre 25.000 y 10.000 habitantes</b>		
Sin agencia bancaria	8	14,9
Con 1 agencia bancaria	7	9,1

(\*) En el caso que sea contiguo, se incluye el departamento en que se ubica la capital provincial.

**Tabla 12 / Número de localidades con oferta de servicios según tipo de banca**

	Localidades tipo 1			Localidades tipo 2			Localidades tipo 3		
	Pública	Priv. Nacional	Extranjera	Pública	Priv. Nacional	Extranjera	Pública	Priv. Nacional	Extranjera
	1998	269	177	35	163	113	26	295	252
1999	259	143	62	144	100	39	316	248	218
2000	263	106	73	125	63	32	354	257	248
2001	230	95	63	121	56	34	407	280	255
2002	279	94	13	141	56	6	423	278	142
2003	271	90	8	144	56	4	428	285	142
2004	264	92	9	150	66	4	426	294	144
2005	232	110	9	147	77	4	443	321	148
2006	209	123	9	138	96	4	436	359	153
2007	201	102	9	142	112	5	455	380	157
2008	178	90	8	157	124	5	471	401	169
2009	160	96	6	192	123	6	489	409	173

Fuente: BCRA.

una única agencia bancaria, capta el 70% de los depósitos de estas localidades. Por su parte, la banca extranjera no tiene injerencia en la captación de depósitos de las localidades clasificadas como tipo 1 y 2, reflejando que su presencia se concentra en los grandes centros urbanos.

Cuando se analiza la evolución a nivel localidad, surge que un 20% de las localidades con oferta de servicios bancarios no capta depósitos por no contar con agencias que permitan realizar estas operaciones.<sup>46</sup> Asimismo, el cambio en el tipo de agencia que utilizan las entidades para ampliar la red de atención al público impacta sobre esta variable. Entre 1998 y 2009 el número de localidades con oferta de servicios bancarios se incrementó en 187, pero sólo 21 localidades pasaron a captar depósitos.

#### **IV. Determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios a nivel local**

La base de datos detallada anteriormente brinda la posibilidad de comprobar empíricamente alguna de las regularidades encontradas en el análisis descriptivo previo, considerando el efecto conjunto de las diferentes variables, el impacto y la interrelación derivada de la localización geográfica. De hecho existe una abundante literatura empírica a nivel internacional que analiza los determinantes de la disponibilidad de los servicios bancarios a nivel local. La mayoría de estos estudios analizan el impacto de la liberalización de la apertura de sucursales en los Estados Unidos, tal el caso de Evanoff (1988)<sup>47</sup> y Gunther (1997),<sup>48</sup> entre otros.

En un estudio más general, Radecki (1998) tiene en cuenta también la dimensión regional de los mercados. Otros trabajos se han enfocado en la relación entre la presencia de sucursales bancarias y las características de la demanda,

---

<sup>46</sup> En algunos casos esto sólo refleja un efecto contable.

<sup>47</sup> El autor propone un modelo que incluye como variable dependiente al número de delegaciones bancarias por milla cuadrada, controlando por variables poblacionales y una serie de *dummies* referentes a la regulación imperante en cada Estado. La disponibilidad de servicios financieros se toma como *proxy* del acceso, sosteniendo los resultados el efecto positivo de la desregulación tanto para ámbitos metropolitanos como rurales.

<sup>48</sup> El autor utiliza MCO para analizar los determinantes del logaritmo del crecimiento en el número de oficinas en base a un conjunto de variables explicativas (cantidad de habitantes, ingreso por individuo, pérdidas en la provisión de préstamos estatal, etc.) y agrega un modelo *probit* para estudiar la variación en el número total de sucursales bancarias.

**Tabla 13 / Participación de depósitos del sector privado según tipo de banca (en %)**

	Total			Localidades tipo 1			Localidades tipo 2			Localidades tipo 3		
	Pública	Priv. Nacional	Extranjera	Pública	Priv. Nacional	Extranjera	Pública	Priv. Nacional	Extranjera	Pública	Priv. Nacional	Extranjera
1998	29,1	21,5	49,4	64,0	28,1	7,9	77,3	16,1	6,6	28,1	21,6	50,3
1999	27,9	20,7	51,5	66,5	22,9	10,7	75,9	14,2	10,0	27,0	20,7	52,3
2000	19,8	22,2	58,0	69,0	17,4	13,6	79,3	12,1	8,5	18,3	22,4	59,3
2001	21,4	15,6	63,1	63,6	21,4	15,0	73,6	16,4	10,0	20,3	15,5	64,2
2002	26,0	15,7	58,3	82,6	17,4	0,0	85,5	14,5	0,0	24,6	15,7	59,7
2003	32,4	19,9	47,7	81,2	18,8	0,0	84,8	15,2	0,0	30,7	20,0	49,3
2004	29,5	26,1	44,4	79,2	20,8	0,0	83,0	17,0	0,0	27,8	26,3	45,9
2005	28,7	30,3	41,0	70,2	29,8	0,0	75,6	24,4	0,0	27,2	30,4	42,3
2006	25,9	31,9	42,2	67,3	32,7	0,0	66,6	33,4	0,0	24,7	31,9	43,4
2007	27,1	31,8	41,1	69,3	30,7	0,0	65,4	34,6	0,0	26,0	31,8	42,2
2008	25,3	34,5	40,2	75,3	24,7	0,0	61,2	38,8	0,0	24,4	34,5	41,1
2009	32,9	33,2	33,9	69,2	30,8	0,0	67,0	32,6	0,3	32,5	33,2	34,3

Fuente: BCRA.

prestando especial atención a la población excluida del acceso a los servicios tradicionales. Por ejemplo, Avery (1991) y Caskey (1992) analizan el vínculo entre áreas de residencia de sectores de menores recursos o con mayor porcentaje de población no blanca y la presencia de oficinas comerciales bancarias en localidades de Estados Unidos;<sup>49</sup> Medina y Núñez (2006) replican el ejercicio en el ámbito de la municipalidad colombiana de Bogotá. En general, se verifica la existencia de un comportamiento diferenciado en la oferta de servicios financieros, con una mayor participación de las entidades pequeñas y/o cooperativas en ubicaciones de menor desarrollo económico o con sectores más carenciados. En igual sentido, Santomero y Seater (1997) consideran al nivel de ingreso, los patrones de consumo y otras características socioeconómicas de los potenciales clientes como determinantes principales de las decisiones de localización de los servicios bancarios, por lo que una menor asistencia a zonas marginales puede ser socialmente óptima. Debe considerarse que las decisiones de apertura y cierre de agencias bancarias implican costos y beneficios que las entidades deben evaluar con detenimiento.<sup>50</sup> Sin embargo, en las decisiones de localización pueden entrar en juego factores adicionales, relacionados con estrategias de diversificación, segmentación de mercado, competencia a nivel suprarregional, restricciones regulatorias,<sup>51</sup> vínculo entre la actividad financiera y real,<sup>52</sup> distancias y costos de acceso a los mercados, y hasta factores informacionales que pueden generar comportamientos de manada.<sup>53</sup>

También se encuentran trabajos más recientes enfocados en la problemática de la distribución regional de los servicios bancarios en países con bajo nivel de *ban-*

---

<sup>49</sup> El primero, a partir de un modelo MCO, hace hincapié en la desigual localización de bancos y estudia las razones del cierre de oficinas de bancos comerciales. En tanto, Caskey utiliza un modelo *logit* para observar la posibilidad de que exista por lo menos una sucursal de entidad financiera y uno *poisson* para percibir la influencia del número de agencias por distrito.

<sup>50</sup> Para esto las entidades utilizan en general estudios acerca de la potencialidad de los negocios a nivel local, sustentados en general a partir de estudios socioeconómicos y de competencia en el ámbito geográfico que pueden ser aproximados a partir de la condición socioeconómica y del nivel de competencia en la misma localidad.

<sup>51</sup> Claramente observable en el caso de privatizaciones de bancos provinciales, donde en muchos casos se establece la imposibilidad de cerrar determinadas agencias aún cuando no fueran rentables desde el punto de vista privado.

<sup>52</sup> Ver Ennis (2004).

<sup>53</sup> De hecho, Chang *et al.* (1997) al analizar la presencia de *clusters* de sucursales bancarias en áreas muy bancarizadas de Nueva York, encuentra una correlación positiva entre la probabilidad de abrir una sucursal y el número de sucursales en el área a pesar de que la rentabilidad tiene una relación negativa. Para los autores, esto es compatible con un "comportamiento racional de manada".

carización, tal como Brasil<sup>54</sup> y México.<sup>55</sup> En línea con la mencionada bibliografía, el presente estudio se realiza teniendo en cuenta, por un lado, los determinantes de la oferta de servicios bancarios a nivel local, es decir, la probabilidad de localización de una agencia bancaria (o sucursal)<sup>56</sup> y la cantidad de agencias; y por el otro, los condicionantes de la utilización de los servicios bancarios medidos por el nivel de depósitos y crédito del sector privado por localidad. Cada una de estas variables a explicar presenta características particulares, por lo que se requiere de la utilización de diferentes metodologías de estimación. La disponibilidad de datos socioeconómicos y poblacionales permite realizar un análisis por localidad para el año 2003,<sup>57</sup> y a nivel de departamentos para los años 1998 y 2003. En este último caso, tal como se verá en la sección siguiente, el uso de información por departamento permitirá emplear técnicas de econometría espacial que consideran entre los determinantes al efecto resultante de la disposición geográfica de los servicios bancarios.

Las siguientes tablas muestran los resultados de las regresiones realizadas para el año 2003 a nivel de localidad.<sup>58</sup> Estos incluyen información de la cantidad de habitantes, separado por segmento de edad, el nivel de educación, la calidad de la vivienda y la situación ocupacional. La base de datos se complementa con cifras de superficie correspondiente al departamento. Por último, incluye características provinciales tales como el PBG, el porcentaje de población rural y el IPAN (índice de ambiente de negocios por provincia).<sup>59</sup>

#### **IV.1. La presencia de agencias bancarias en una localidad**

La Tabla 14 muestra los resultados de las regresiones sobre la posibilidad de que exista una agencia bancaria y una sucursal bancaria en una determinada localidad como función de las características socioeconómicas propias de dicho ámbito espacial. Adicionalmente se muestra el análisis realizado según el tipo

---

<sup>54</sup> Ver World Bank (2004).

<sup>55</sup> Ver Martínez Peria *et al.* (2003).

<sup>56</sup> De acuerdo a la definición de la sección III.1.

<sup>57</sup> Los datos socioeconómicos corresponden a los relevados a través del censo de población y vivienda realizado en el año 2001.

<sup>58</sup> La Ciudad de Buenos Aires no se considera en el análisis econométrico por localidad, aunque se la incluye en el análisis por departamento.

<sup>59</sup> Índice elaborado por FIEL que pondera variables económicas, fiscales, sociales y jurídicas de diversas fuentes a nivel provincial.

de banca (pública, privada nacional o extranjera). Para estudiar este tipo de regresiones donde la variable explicada toma valores dicotómicos (0 o 1) se optó por la metodología *Probit*.<sup>60</sup> Al analizar los resultados de la regresión deben considerarse los signos y no el valor absoluto de los parámetros ya que la derivada de la probabilidad cambia con el valor de las variables independientes. Por ello se muestra usualmente el valor de los efectos marginales analizados en las medias de tales variables.

En primera instancia, la presencia de agencias bancarias en una localidad se asocia positivamente con la cantidad de población, corroborando la evidencia mostrada en la Tabla 11. A su vez, los determinantes socioeconómicos muestran los signos esperados, indicando que a menor índice de calidad de vivienda y mayor desocupación en la localidad, menor es la probabilidad de que exista una agencia bancaria, en concordancia con los enunciados teóricos acerca de la relación opuesta entre pobreza y acceso a servicios bancarios. El nivel de educación no resulta significativo, en parte, debido a su alta correlación con la variable que mide la calidad de la vivienda. Con el fin de tratar de verificar el distinto comportamiento de los grupos de entidades que surge de la sección anterior, también se realizó el análisis para estos grupos. Tal como era de esperar, las regresiones confirman estas diferencias. Así, la variable que refleja el nivel de educación no es significativa para el total de entidades, aunque se observa que la proporción de población con educación primaria incompleta es un determinante significativo y negativo de la probabilidad de que entidades privadas nacionales y extranjeras sitúen una sucursal o agencia en una determinada localidad.

Cabe notar que, corroborando el hecho de que la banca extranjera suele operar en los principales centros urbanos, el impacto que tiene el nivel de población de una jurisdicción es mayor para estas entidades que para los restantes grupos. Por último, a pesar de que no existen diferencias en el nivel de significatividad y signo de las variables explicativas en el caso de las sucursales (en comparación con los de las agencias), se aprecia una mayor sensibilidad a las variables

---

<sup>60</sup> La aproximación lineal (MCO) a los modelos de elección binaria no es apropiado ya que no restringe los valores predichos entre 0 y 1 al tiempo que supone efectos marginales constantes. A fin de corregir el primer problema, se puede transformar el modelo lineal utilizando una función de distribución que restrinja los valores predichos en el intervalo deseado. La metodología *probit* utiliza una función de distribución normal estándar y la metodología *logit* utiliza una función de distribución logística para realizar esta transformación. Estas funciones son no lineales pero globalmente cóncavas y pueden ser resueltas utilizando métodos de máxima verosimilitud.

Tabla 14 / Metodología de estimación: *Probit*

	Variable dependiente = 1 si agencias > 0				Variable dependiente = 1 si sucursales > 0			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
Población	0,557*** [0,070]	0,588*** [0,061]	0,500*** [0,037]	0,809*** [0,065]	0,593*** [0,067]	0,628*** [0,062]	0,501*** [0,038]	1,032*** [0,092]
Calidad de vivienda (precaria)	-3,662*** [0,347]	-4,344*** [0,392]	-0,201 [0,297]	-1,869*** [0,612]	-3,750*** [0,353]	-4,244*** [0,392]	-0,569* [0,304]	-2,687*** [0,935]
Prop. pob. con primaria inc.	-0,08 [0,712]	0,494 [0,732]	-2,448*** [0,677]	-4,174*** [1,367]	0,158 [0,721]	0,551 [0,741]	-2,466*** [0,663]	-4,436** [1,809]
Desocupación	-1,548** [0,680]	-0,886 [0,669]	-0,021 [0,562]	1,464 [1,083]	-1,459** [0,667]	-1,213* [0,677]	-0,08 [0,571]	0,439 [1,177]
Constante	-2,780*** [0,584]	-3,691*** [0,549]	-4,221*** [0,382]	-7,849*** [0,684]	-3,381*** [0,570]	-4,077*** [0,550]	-4,251*** [0,390]	-9,950*** [0,985]
<b>Efectos Marginales en los valores medios</b>								
Población	0,144	0,213	0,186	0,081	0,184	0,235	0,176	0,031
Calidad de vivienda (precaria)	-0,948	-1,577	-0,075	-0,187	-1,163	-1,586	-0,200	-0,081
Prop. pob. con primaria inc.	-0,021	0,179	-0,910	-0,419	0,049	0,206	-0,867	-0,133
Desocupación	-0,401	-0,322	-0,008	0,147	-0,453	-0,454	-0,028	0,013
Observaciones	1055	1055	1055	1055	1055	1055	1055	1055
Pseudo R2	0,35	0,36	0,2	0,51	0,35	0,36	0,22	0,62

Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

explicativas en el primer caso, lo que podría estar capturando la diferencia que implica la decisión de instalar una sucursal *versus* otro tipo de agencia.

Una forma adicional de estudiar esta diferencia es considerando un modelo ordenado donde sea posible discriminar entre los diversos tipos de agencia, diferenciando entre agencias en general y sucursales. Esto se logra utilizando como metodología de estimación un modelo *logit ordenado*<sup>61</sup> que toma en cuenta el efecto marginal que afecta el cambio entre las diversas categorías escrutadas. Tal como puede observarse en la Tabla 15, los resultados obtenidos refuerzan los hallazgos anteriores. Cabe notar que la desocupación es significativa y negativa no sólo a nivel del total de entidades sino también en el caso de la banca pública en tanto que para el resto de las entidades cobra mayor relevancia el nivel de educación.

**Tabla 15 / Metodología de estimación: *Logit Ordenado***

<b>Variable dep. = 1 si agencias &gt; 0</b>				
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
Población	1,157*** [0,140]	1,130*** [0,115]	0,819*** [0,064]	1,599*** [0,127]
Calidad de vivienda (precaria)	-6,465*** [0,634]	-7,439*** [0,692]	-0,503 [0,482]	-3,784*** [1,281]
Prop. pob. con primaria inc.	0,782 [1,287]	1,344 [1,330]	-3,944*** [1,116]	-8,827*** [2,584]
Desocupación	-3,314*** [1,175]	-2,089* [1,163]	-0,083 [0,939]	1,753 [1,880]
<b>Efectos Mg. en los valores medios (Variable dep. = 2)</b>				
Población	0,198	0,257	0,174	0,036
Calidad de vivienda (precaria)	-1,105	-1,691	-0,107	-0,085
Prop. pob. con primaria inc.	0,134	0,305	-0,837	-0,198
Desocupación	-0,567	-0,475	-0,018	0,039
Observaciones	1055	1055	1055	1055
Pseudo R2	0,31	0,33	0,18	0,48

Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

<sup>61</sup> Cuando la variable explicada tiene una "respuesta ordenada", es decir que sus realizaciones no son arbitrarias (y toma valores {0, 1, 2, ..., J}) el hecho que 2 sea mejor que 1 desde un punto de vista ordinal brinda información valiosa que puede ser explotada por medio de la metodología logística ordenada.

Por su parte, a fin de analizar los determinantes del número de agencias y/o sucursales por localidad se utiliza la metodología de *Poisson*.<sup>62</sup> Como puede observarse en la Tabla 16, los resultados encontrados en general coinciden con los correspondientes a las implementaciones anteriores, aunque en este caso se advierte que el nivel de desocupación presenta un signo positivo para el caso de las entidades extranjeras en los determinantes de localización de una agencia (ya que la variable deja de tener significatividad en el análisis sobre la presencia de sucursales). Como se remarcó en la sección previa, este corolario se relacionaría con el hecho de que tales entidades se encuentran ubicadas en general en grandes conglomerados urbanos que para el período bajo estudio presentan altas tasas de desempleo en relación a otras localidades de menor tamaño.

#### **IV.2. La utilización de servicios bancarios por localidad**

La Tabla 17 analiza los determinantes de la utilización de los servicios bancarios por localidad. Con el objetivo de captar el posible sesgo derivado de la presencia de observaciones nulas para estas variables, se utiliza la metodología *Tobit*.<sup>63</sup> Los resultados indican que la cantidad de población continúa siendo un determinante significativo, mientras que los indicadores sociales muestran mayores efectos marginales que en las regresiones anteriores. Puede notarse que el nivel de educación en la localidad parece tener un efecto significativo para el total de entidades, aunque el signo es opuesto al que se hubiese esperado. Una posible explicación reside en un comportamiento diferenciado según el tipo de entidad. En efecto, el nivel de educación presenta el signo esperable en el caso de la banca privada nacional y extranjera, siendo al mismo tiempo económicamente importante, en tanto que para los bancos públicos presenta un efecto positivo. A su vez, la desocupación se asocia negativamente de manera significativa con el volumen de negocios bancarios en la localidad para el caso de los bancos públicos.

---

<sup>62</sup> En esta especificación las variables toman valores enteros no negativos con dos características importantes: i) no hay un valor obvio que *a priori* pueda ser considerado como límite superior de la variable entera de interés; ii) la variable entera toma un valor igual a cero para al menos algunos miembros de la población de interés. En este caso el modelo lineal presenta una limitación similar al estudio de probabilidades, ya que el mismo no está restringido a tomar valores no negativos. Una especificación que soluciona este problema es el modelo de regresión de *Poisson*, que supone que la función de probabilidad condicional de *Y* en *X* es *Poisson*.

<sup>63</sup> La metodología *Tobit* está especialmente diseñada para tratar casos en que la variable dependiente es parcialmente continua, es decir que ciertos valores límites pueden ocurrir con probabilidad no nula (por ejemplo, se presentan casos en que los resultados observables son "soluciones de esquina"). Bajo estas condiciones el estimador lineal de mínimos cuadrados es sesgado, ya que la función de regresión no es lineal, por lo tanto esta metodología utiliza máxima verosimilitud suponiendo una distribución normal.

**Tabla 16 / Metodología de estimación Poisson**

	Variable dependiente = nro. de agencias				Variable dependiente = nro. de sucursales			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
Población	0,946*** [0,033]	0,802*** [0,028]	0,895*** [0,035]	1,077*** [0,071]	0,881*** [0,040]	0,714*** [0,046]	0,842*** [0,037]	1,096*** [0,074]
Calidad de vivienda (precaria)	-3,195*** [0,469]	-4,541*** [0,381]	-0,151 [0,524]	-4,923*** [1,219]	-3,687*** [0,379]	-4,602*** [0,343]	-1,457*** [0,438]	-4,960*** [1,258]
Prop. pob. con primaria inc.	-4,853*** [1,104]	-1,183 [0,840]	-7,360*** [1,199]	-13,703*** [3,145]	-2,338** [0,988]	0,805 [0,799]	-4,964*** [1,024]	-11,213*** [3,104]
Desocupación	-2,386*** [0,763]	-3,093*** [0,631]	-1,961*** [0,722]	3,365** [1,592]	-3,132*** [0,936]	-3,128*** [0,975]	-2,045** [0,853]	1,965 [1,495]
Constante	-5,627*** [0,437]	-5,125*** [0,356]	-6,494*** [0,508]	-8,596*** [1,064]	-5,902*** [0,365]	-5,264*** [0,350]	-6,853*** [0,404]	-9,950*** [1,120]
<b>Efectos Marginales en los valores medios</b>								
Población	1,302	0,733	0,420	0,086	0,691	0,404	0,216	0,034
Calidad de vivienda (precaria)	-4,400	-4,149	-0,071	-0,393	-2,892	-2,604	-0,373	-0,152
Prop. pob. con primaria inc.	-6,683	-1,081	-3,450	-1,093	-1,834	0,456	-1,272	-0,344
Desocupación	-3,285	-2,826	-0,919	0,268	-2,457	-1,770	-0,524	0,060
Observaciones	1055	1055	1055	1055	1055	1055	1055	1055
Pseudo R2	0,9	0,74	0,78	0,92	0,8	0,55	0,67	0,89

Errores estándar robustos entre corchetes.  
\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

**Tabla 17 / Metodología Tobit**

	Variable dependiente = Ln(1+depósitos)				Variable dependiente = Ln(1+créditos)			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
Población	2,204*** [0,100]	2,488*** [0,125]	3,396*** [0,240]	6,112*** [0,435]	2,155*** [0,096]	2,322*** [0,119]	3,105*** [0,208]	5,203*** [0,355]
Calidad de vivienda (precaria)	-15,292*** [0,958]	-19,914*** [1,272]	-3,950* [2,163]	-15,723*** [4,483]	-13,345*** [0,913]	-16,921*** [1,192]	-3,525* [1,870]	-13,747*** [3,708]
Prop. pob. con primaria inc.	3,730** [1,893]	5,423** [2,389]	-13,626*** [4,543]	-28,661*** [8,768]	2,617 [1,805]	4,202* [2,256]	-13,439*** [3,941]	-23,861*** [7,253]
Desocupación	-6,819*** [1,746]	-6,666*** [2,177]	-2,725 [4,077]	1,052 [6,842]	-7,305*** [1,667]	-6,688*** [2,060]	-5,943* [3,542]	2,542 [5,606]
Constante	-9,863*** [1,071]	-13,445*** [1,343]	-28,273*** [2,634]	-58,070*** [5,055]	-10,393*** [1,022]	-12,940*** [1,272]	-24,967*** [2,260]	-49,622*** [4,156]
<b>Efectos Marginales en los valores medios</b>								
Población	2,204	2,488	3,396	6,112	2,155	2,322	3,105	5,203
Calidad de vivienda (precaria)	-15,292	-19,914	-3,950	-15,723	-13,345	-16,921	-3,525	-13,747
Prop. pob. con primaria inc.	3,730	5,423	-13,626	-28,661	2,617	4,202	-13,439	-23,861
Desocupación	-6,819	-6,666	-2,725	1,052	-7,305	-6,688	-5,943	2,542
Observaciones	1055	1055	1055	1055	1055	1055	1055	1055
Pseudo R2	0,14	0,14	0,09	0,31	0,15	0,14	0,11	0,33

Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

### ***IV.3. La presencia de agencias bancarias en una localidad: características regionales y provinciales***

El análisis anterior desarrollado a nivel de localidad se enriquece a partir de la incorporación de las variables agregadas por departamento y por provincias, tal como se indica en las tablas siguientes. Adicionalmente, se divide al país en regiones para estudiar posibles efectos diferenciales.<sup>64</sup> Se considera por un lado a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (Región 1), dado que como principal centro financiero del país aglutina el mayor número de entidades y cobertura en términos de disponibilidad de servicios. A su vez, se agrupan a las demás provincias en:

- Región 2: desarrolladas (Buenos Aires, Córdoba, Santa Fe, Mendoza).
- Región 3: de desarrollo intermedio (San Luis, San Juan, Entre Ríos, Salta y Tucumán).
- Región 4: de bajo nivel de desarrollo (Catamarca, Corrientes, Chaco, Formosa, Jujuy, La Rioja, Misiones, Santiago del Estero).
- Región 5: de baja densidad poblacional (Tierra del Fuego, Santa Cruz, Chubut, Río Negro, La Pampa y Neuquén).

Por último se utilizan datos del IPAN a nivel provincial con el objetivo de constatar el posible impacto derivado del nivel de seguridad jurídica sobre las decisiones de localización y consumo de servicios financieros a nivel local.

Puede observarse en la Tabla 18, que tanto la población de la localidad como la superficie del departamento y el PBG de la provincia tienen un efecto positivo y significativo en la probabilidad de que haya una agencia disponible en la localidad, mientras que el impacto del nivel de desocupación en la localidad es también significativo, y como sería de esperar, de signo negativo.

El análisis más detallado por grupos de bancos muestra para el caso de la banca privada nacional una relación negativa entre el PBG y el número de agencias. Una posible explicación podría estar asociada a los procesos de privatizaciones y fusiones del período. En general, la banca privada nacional adquirió gran

---

<sup>64</sup> La división geográfica se basa en el trabajo de Nuñez Miñana (1972).

Tabla 18 / Metodología Probit

	Variable dependiente = 1 si agencias > 0				Variable dependiente = 1 si agencias > 1			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
Población	1,255*** [0,111]	1,030*** [0,069]	0,786*** [0,049]	0,943*** [0,082]	1,250*** [0,112]	1,077*** [0,075]	0,774*** [0,048]	1,036*** [0,097]
Prop. pob. c/prim. inc.	-0,673 [0,737]	-0,628 [0,677]	-0,469 [0,697]	-4,322*** [1,358]	-0,561 [0,793]	0,128 [0,743]	-1,410* [0,846]	-1,585 [1,549]
Desocupación	-6,242*** [0,791]	-5,405*** [0,730]	-0,96 [0,610]	-0,211 [1,193]	-6,203*** [0,796]	-5,123*** [0,746]	-0,944 [0,632]	0,387 [1,217]
Superficie	0,362*** [0,060]	0,302*** [0,053]	0,069 [0,045]	0,164*** [0,059]	0,368*** [0,066]	0,232*** [0,058]	0,140*** [0,049]	0,007 [0,064]
PBG (t-1)	0,264*** [0,067]	0,560*** [0,064]	-0,348*** [0,058]	0,117* [0,063]	0,491*** [0,102]	0,628*** [0,093]	-0,206*** [0,079]	-0,004 [0,098]
lpan (t-1)	0,278 [0,335]	-1,199*** [0,323]	2,289*** [0,345]	-0,493 [0,390]	0,672* [0,401]	-1,369*** [0,401]	2,876*** [0,459]	-1,319* [0,695]
Región 3					1,188*** [0,328]	0,871*** [0,286]	0,159 [0,266]	0,512 [0,361]
Región 4					0,714** [0,278]	-0,159 [0,252]	0,583** [0,256]	-1,008** [0,397]
Región 5					0,817** [0,346]	-0,086 [0,330]	0,917*** [0,347]	-1,440** [0,585]
Constante	-16,590*** [1,776]	-12,793*** [1,350]	-12,807*** [1,438]	-9,879*** [1,786]	-22,506*** [2,921]	-13,193*** [2,491]	-18,413*** [2,816]	-4,09 [4,059]
Observaciones	1041	1036	1036	1036	1040	1035	1035	1035
Pseudo R2	0,46	0,4	0,3	0,53	0,47	0,42	0,31	0,57

Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

Tabla 18 / Metodología Probit (continuación)

	Variable dependiente = 1 si agencias > 0			Variable dependiente = 1 si agencias > 0		
	Total de Entidades	Públicas Nacionales	Privadas Extranjeras	Total de Entidades	Públicas Nacionales	Privadas Extranjeras
<b>Efectos Marginales en los valores medios</b>						
Población	0,213	0,334	0,288	0,098	0,343	0,282
Prop. pob. c/prim. inc.	-0,114	-0,204	-0,172	-0,447	0,041	-0,513
Desocupación	-1,058	-1,752	-0,352	-0,022	-1,632	-0,343
Superficie	0,061	0,098	0,025	0,017	0,074	0,051
PBG (t-1)	0,045	0,181	-0,127	0,012	0,2	-0,075
Ipan (t-1)	0,047	-0,389	0,839	-0,051	-0,436	1,046
Región 3					0,106	0,059
Región 4					0,087	-0,052
Región 5					0,102	-0,028
					0,348	-0,075

parte de las entidades pequeñas del interior del país que salieron del mercado financiero y los bancos públicos provinciales que se privatizaron, expandiéndose en provincias con menor desarrollo económico.

El coeficiente correspondiente al ambiente de negocios de la provincia se muestra significativo para el total de las entidades bancarias sólo cuando se consideran los efectos de las variables binarias por región, siendo en este caso positivo, como cabría de esperar. Sin embargo, al analizar por tipo de banca, se nota que el impacto de esta variable es significativo y positivo sólo para el caso de las entidades privadas nacionales (ostenta guarismos negativos tanto para los bancos públicos como para las entidades extranjeras). Debe advertirse que por ser el IPAN un índice provincial, el efecto marginal se ve influido de alguna manera por la extensión de la red de agencias y sucursales que, tal como observáramos, varía por tipo de entidad. En efecto, los bancos públicos provinciales no tienen en general una estructura de sucursales demasiado extendida más allá de la propia provincia, por lo que el parámetro podría estar reflejando un sesgo. Algo semejante ocurre con las entidades extranjeras, las cuales suelen ubicarse en un grupo selecto de ciudades y trabajan con mercados segmentados. Esta argumentación nos llevaría a concluir que el análisis de la significatividad y el signo del IPAN es relevante fundamentalmente para el caso de las entidades privadas nacionales, precisamente donde la variable toma valores positivos y efectos marginales altos en relación al resto de los factores determinantes.

En relación a las regiones se observa una mayor prevalencia<sup>65</sup> de las agencias de bancos públicos en las localidades de la región 3, entidades privadas en 4 y 5 (reflejo de los factores mencionados anteriormente) y una menor presencia de entidades extranjeras en las regiones 4 y 5.

La estimación del modelo *Logit ordenado* corrobora los efectos anteriores, tal como queda reflejado en la Tabla 19. Se destaca dentro de los resultados el impacto que el IPAN muestra en el caso de las entidades privadas nacionales, ya que el mismo es positivo y especialmente significativo desde el punto de vista estadístico y económico. En tanto, el signo de esta variable para las entidades extranjeras y públicas continúa siendo negativo y significativo, configurándose la educación en la variable de mayor impacto para las primeras y la desocupación

---

<sup>65</sup> Para realizar este análisis no se incluyó a la Ciudad de Buenos Aires, por lo que la prevalencia es respecto a la región 2, de provincias desarrolladas.

Tabla 19 / Metodología Logit Ordenado

	Variable dep. = 1 si agencias > 0				Variable dep. = 2 si sucursales > 0			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
Población	2,149*** [0,160]	1,813*** [0,125]	1,320*** [0,088]	1,885*** [0,153]	2,152*** [0,164]	1,903*** [0,136]	1,305*** [0,087]	2,054*** [0,185]
Prop. pob. c/prim. inc.	0,185 [1,225]	-0,815 [1,188]	-0,767 [1,176]	-9,699*** [2,613]	0,391 [1,297]	0,376 [1,295]	-2,881* [1,486]	-3,829 [3,123]
Desocupación	-10,962*** [1,336]	-10,098*** [1,315]	-1,796* [1,048]	-1,752 [2,072]	-10,833*** [1,351]	-9,800*** [1,328]	-1,725 [1,083]	-0,525 [2,097]
Superficie	0,509*** [0,097]	0,491*** [0,095]	0,168** [0,077]	0,343*** [0,108]	0,492*** [0,107]	0,375*** [0,104]	0,297*** [0,086]	0,097 [0,120]
PBG (t-1)	0,612*** [0,108]	0,922*** [0,106]	-0,585*** [0,103]	0,214* [0,117]	0,824*** [0,170]	0,959*** [0,159]	-0,341** [0,140]	0,108 [0,196]
lpan (t-1)	0,256 [0,561]	-1,894*** [0,552]	4,036*** [0,648]	-1,138 [0,745]	0,528 [0,647]	-2,440*** [0,690]	5,262*** [0,931]	-2,637** [1,279]
Región 3						1,063** [0,476]	0,325 [0,487]	1,278* [0,759]
Región 4						-0,477 [0,438]	0,998** [0,476]	-1,495* [0,792]
Región 5						-0,494 [0,572]	1,769*** [0,674]	-2,297** [1,155]
Observaciones	1041	1036	1036	1036	1040	1035	1035	1035
Pseudo R2	0,38	0,37	0,26	0,5	0,39	0,39	0,27	0,53

Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

Tabla 19 / Metodología Logit Ordenado (continuación)

	Variable dep. = 1 si agencias > 0			Variable dep. = 2 si sucursales > 0				
	Total de Entidades	Públicas Nacionales	Privadas Extranjeras	Total de Entidades	Públicas Nacionales	Privadas Extranjeras		
<b>Efectos Marginales en los valores medios (Variable dependiente = 2)</b>								
Población	0,271	0,360	0,269	0,041	0,272	0,372	0,262	0,036
Prop. pob. c/prim. inc.	0,023	-0,162	-0,156	-0,213	0,049	0,073	-0,578	-0,068
Desocupación	-1,382	-2,006	-0,366	-0,038	-1,370	-1,913	-0,346	-0,009
Superficie	0,064	0,098	0,034	0,008	0,062	0,073	0,059	0,002
PBG (t-1)	0,077	0,183	-0,119	0,005	0,104	0,187	-0,068	0,002
Ipan (t-1)	0,032	-0,376	0,822	-0,025	0,067	-0,476	1,055	-0,047
Región 3					0,104	0,165	0,069	0,039
Región 4					0,064	-0,100	0,223	-0,018
Región 5					0,076	-0,102	0,397	-0,027

en el caso de la banca pública. Asimismo se aprecian significatividades diferentes por región según el tipo de entidad; los bancos públicos y las entidades extranjeras tienen una sensibilidad positiva y significativa en la región 3, mientras que las entidades privadas nacionales lo hacen en las regiones 4 y 5.

Entre los determinantes del número de agencias por localidad, tal como se observa en la Tabla 20, la cantidad de población conserva su relevancia y significatividad. Por su parte, la superficie no parece ser un determinante tan robusto como en los restantes casos. Los factores socioeconómicos muestran en estas circunstancias el signo esperado y alta significatividad. Finalmente, el IPAN manifiesta un carácter positivo y un grado de significatividad elevado, explicado exclusivamente por el efecto de esta variable en el caso de las entidades privadas nacionales.

#### ***IV.4. La utilización de servicios bancarios por localidad: características regionales y provinciales***

Al igual que las variables de disponibilidad de oferta de servicios bancarios a nivel local, el total de depósitos del sector privado por localidad (ver Tabla 21) se ve afectado no sólo por factores netamente locales sino también por las variables agregadas a nivel departamental y provincial. En particular puede notarse que la cantidad de población tiene una incidencia positiva y significativa, mostrando un mayor efecto marginal para las entidades extranjeras. Estas entidades tienen también una mayor sensibilidad a las variables educacionales, aunque no a la tasa de desocupación. Sin embargo, el peso de la desocupación local sigue siendo significativo y negativo para el total de entidades, y tanto para la banca pública como para la privada nacional. El efecto positivo de mejores condiciones de seguridad jurídica puede observarse a partir de la significatividad y el signo del parámetro correspondiente a la variable IPAN. Este coeficiente parece ser dominado por el caso de las entidades privadas nacionales, ya que las entidades públicas y extranjeras presentan valores negativos en tal variable.

Al analizar los resultados que surgen de utilizar como variable dependiente el crédito a nivel de localidad (ver Tabla 22), se extrae que el número de habitantes sigue siendo un determinante significativo con mayor impacto en el caso de las entidades extranjeras, aunque la sensibilidad respecto de la población es menor que la observada en materia de depósitos. El parámetro correspondiente al IPAN es significativo, positivo y posee los mayores efectos marginales dentro de las variables consideradas para las entidades privadas nacionales.

Tabla 20 / Metodología Poisson

	Variable dependiente = nro. de agencias				Variable dependiente = nro. de agencias			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
Población	0,969*** [0,032]	0,871*** [0,030]	0,954*** [0,045]	1,060*** [0,064]	0,932*** [0,032]	0,866*** [0,043]	0,929*** [0,052]	1,037*** [0,066]
Prop. pob. c/prim. inc.	-2,262*** [0,677]	-0,314 [0,681]	-3,151*** [1,060]	-11,732*** [2,256]	-1,771*** [0,580]	0,162 [0,721]	-3,073*** [1,079]	-10,174*** [1,936]
Desocupación	-5,744*** [0,565]	-6,497*** [0,660]	-2,975*** [0,555]	-2,292** [1,103]	-4,168*** [0,634]	-6,164*** [0,783]	-2,077** [1,032]	-0,387 [1,360]
Superficie	-0,075** [0,035]	0,056 [0,034]	-0,090** [0,043]	-0,131** [0,062]	-0,061 [0,042]	0,045 [0,035]	-0,069 [0,048]	-0,141* [0,076]
PBG (t-1)	0,03 [0,033]	0,168*** [0,047]	-0,245*** [0,054]	0,138** [0,061]	0,026 [0,066]	0,150** [0,070]	-0,271*** [0,073]	0,171 [0,110]
Ipan (t-1)	0,768*** [0,201]	0,468 [0,366]	1,523*** [0,285]	-0,278 [0,344]	0,422 [0,305]	0,227 [0,517]	1,253*** [0,385]	-0,444 [0,523]
Región 3					0,214 [0,207]	0,166 [0,219]	-0,293 [0,260]	1,092*** [0,420]
Región 4					-0,117 [0,217]	-0,251 [0,253]	-0,045 [0,248]	-0,062 [0,422]
Región 5					-0,221 [0,261]	-0,279 [0,334]	-0,187 [0,342]	0,011 [0,548]
Constante	-9,472*** [1,153]	-11,205*** [1,784]	-10,116*** [1,430]	-7,861*** [1,545]	-7,947*** [2,483]	-9,758*** [2,946]	-8,493*** [2,375]	-8,183* [4,196]
Observaciones	1041	1036	1036	1036	1040	1035	1035	1035
Pseudo R2	0,9	0,74	0,8	0,91	0,82	0,64	0,7	0,82

Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

**Tabla 20 / Metodología Poisson (continuación)**

	Variable dependiente = nro. de agencias			Variable dependiente = nro. de agencias				
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
<b>Efectos Marginales en los valores medios</b>								
Población	1,82	1,02	0,51	0,16	1,88	1,01	0,53	0,16
Prop. pob. c/prim. inc.	-4,24	-0,37	-1,70	-1,73	-3,58	0,19	-1,74	-1,62
Desocupación	-10,77	-7,60	-1,60	-0,34	-8,42	-7,19	-1,18	-0,06
Superficie	-0,14	0,07	-0,05	-0,02	-0,12	0,05	-0,04	-0,02
PBG (t-1)	0,06	0,20	-0,13	0,02	0,05	0,17	-0,15	0,03
Ipan (t-1)	1,44	0,55	0,82	-0,04	0,85	0,26	0,71	-0,07
Región 3					0,47	0,21	-0,15	0,28
Región 4					-0,23	-0,27	-0,02	-0,01
Región 5					-0,42	-0,30	-0,10	0,00

**Tabla 21 / Metodología Tobit**

	Variable dependiente = Ln(1+depósitos)				Variable dependiente = Ln(1+depósitos)			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
Población	3,001*** [0,109]	3,201*** [0,140]	4,484*** [0,271]	6,742*** [0,486]	3,020*** [0,111]	3,232*** [0,142]	4,476*** [0,277]	6,796*** [0,488]
Prop. pob. c/prim. inc.	1,686 [1,746]	-1,586 [2,283]	-3,183 [4,296]	-35,344*** [9,364]	2,388 [1,887]	1,123 [2,440]	-9,578** [4,734]	-19,167** [9,577]
Desocupación	-19,610*** [1,725]	-21,913*** [2,235]	-7,618* [3,987]	-6,805 [7,435]	-19,722*** [1,787]	-21,789*** [2,293]	-7,913* [4,195]	-6,535 [7,400]
Superficie	0,819*** [0,110]	1,109*** [0,142]	0,702*** [0,242]	1,411*** [0,353]	0,775*** [0,118]	0,923*** [0,149]	1,011*** [0,261]	0,774** [0,338]
PBG (t-1)	0,765*** [0,131]	1,572*** [0,165]	-1,864*** [0,306]	0,862* [0,449]	0,858*** [0,193]	1,421*** [0,240]	-1,269*** [0,446]	0,531 [0,594]
Ipan (t-1)	1,935** [0,757]	-2,006** [0,954]	13,580*** [1,792]	-6,932** [2,896]	2,143** [0,937]	-3,143*** [1,194]	16,638*** [2,170]	-9,806*** [3,674]
Región 3					0,822 [0,646]	0,798 [0,810]	0,082 [1,506]	3,954* [2,077]
Región 4					0,265 [0,609]	-1,081 [0,773]	2,480* [1,405]	-3,803 [2,134]
Región 5					0,211 [0,787]	-1,659* [1,005]	4,652*** [1,780]	-5,609* [2,874]
Constante	-44,476*** [3,246]	-43,264*** [4,152]	-79,335*** [7,951]	-55,746*** [12,442]	-47,066*** [6,115]	-34,466*** [7,766]	-105,592*** [14,329]	-34,316 [21,400]
Observaciones	1041	1036	1036	1036	1040	1035	1035	1035
Pseudo R2	0,16	0,15	0,13	0,33	0,16	0,15	0,13	0,35

Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

**Tabla 21 / Metodología Tobit (continuación)**

	Variable dependiente = Ln(1+depósitos)				Variable dependiente = Ln(1+depósitos)			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
<b>Efectos Marginales en los valores medios</b>								
Población	3,001	3,201	4,484	6,742	3,020	3,232	4,476	6,796
Prop. pob. c/prim. inc.	1,686	-1,586	-3,183	-35,344	2,388	1,123	-9,578	-19,167
Desocupación	-19,610	-21,913	-7,618	-6,805	-19,722	-21,789	-7,913	-6,535
Superficie	0,819	1,109	0,702	1,411	0,775	0,923	1,011	0,774
PBG (t-1)	0,765	1,572	-1,864	0,862	0,858	1,421	-1,269	0,531
Ipan (t-1)	1,935	-2,006	13,580	-6,932	2,143	-3,143	16,638	-9,806
Región 3					0,822	0,798	0,082	3,954
Región 4					0,265	-1,081	2,480	-3,803
Región 5					0,211	-1,659	4,652	-5,609

**Tabla 22 / Metodología Tobit**

	Variable dependiente = Ln(1+créditos)				Variable dependiente = Ln(1+créditos)			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
Población	2,873*** [0,103]	2,966*** [0,131]	4,091*** [0,236]	5,765*** [0,400]	2,862*** [0,105]	2,964*** [0,133]	4,087*** [0,242]	5,825*** [0,405]
Prop. pob. c/prim. inc.	1,207 [1,645]	-1,586 [2,120]	-3,227 [3,727]	-29,291*** [7,812]	1,348 [1,771]	-0,065 [2,267]	-7,955* [4,099]	-16,215** [8,051]
Desocupación	-18,795*** [1,633]	-19,877*** [2,077]	-10,353*** [3,476]	-4,300 [6,109]	-18,395*** [1,683]	-19,440*** [2,131]	-10,394*** [3,655]	-3,835 [6,114]
Superficie	0,758** [0,104]	1,046*** [0,131]	0,741*** [0,206]	1,177*** [0,291]	0,775*** [0,110]	0,949*** [0,139]	0,950*** [0,221]	0,669** [0,282]
PBG (t-1)	0,810*** [0,122]	1,429*** [0,153]	-1,413*** [0,258]	0,646* [0,370]	1,145*** [0,180]	1,666*** [0,224]	-1,047*** [0,377]	0,367 [0,493]
Ipan (t-1)	0,629 [0,707]	-2,670*** [0,884]	11,359*** [1,522]	-4,677 [2,393]	1,763** [0,874]	-2,171* [1,107]	13,426*** [1,846]	-6,846** [3,048]
Región 3					1,907*** [0,603]	2,154*** [0,755]	-0,350 [1,272]	3,248* [1,734]
Región 4					1,015* [0,571]	0,437 [0,723]	1,390 [1,196]	-3,104* [1,777]
Región 5					1,557** [0,738]	0,631 [0,939]	3,164** [1,510]	-4,509+ [2,384]
Constante	-38,686** [3,051]	-36,366*** [3,849]	-72,243*** [6,873]	-52,137*** [10,418]	-49,995*** [5,741]	-42,566*** [7,273]	-89,332*** [12,221]	-35,734** [17,907]
Observaciones	1041	1036	1036	1036	1040	1035	1035	1035
Pseudo R2	0,17	0,15	0,15	0,34	0,17	0,15	0,15	0,36

Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

Tabla 22 / Metodología Tobit (continuación)

	Variable dependiente = Ln(1+créditos)				Variable dependiente = Ln(1+créditos)			
	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras	Total de Entidades	Públicas	Privadas Nacionales	Extranjeras
<b>Efectos Marginales en los valores medios</b>								
Población	2,873	2,966	4,091	5,765	2,862	2,964	4,087	5,825
Prop. pob. c/prim. inc.	1,207	-1586,000	-3,227	-29,291	13,480	-0,065	-7,955	-16,215
Desocupación	-18,795	-19,877	-10,353	-4,300	-18,395	-19,440	-10,394	-3,835
Superficie	0,785	1,046	0,741	1,177	0,775	0,949	0,950	0,669
PBG (t-1)	0,810	1,429	-1,413	0,646	1,145	1,666	-1,047	0,367
Ipan (t-1)	0,629	-2,670	11,359	-4,677	1,763	-2,171	13,426	-6,843
Región 3					1,907	2,154	-0,035	3,248
Región 4					1,015	0,437	1,390	-3,104
Región 5					1,557	0,631	3,164	-4,509

Cabe mencionar que la desocupación es un factor negativo y significativo a nivel global y por grupo de entidades, con excepción de las extranjeras que, tal como se mencionara, se ubican en general en centros urbanos con alto desempleo. Por su parte, las regiones 4 y 5 parecen ser relevantes en el caso de depósitos y créditos para las entidades privadas y las extranjeras, aunque con signos diferentes. En efecto, las últimas presentan un signo negativo mientras que las primeras uno positivo.

En definitiva, los resultados del análisis de los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios a nivel localidad corroboran las aproximaciones teóricas ya que la población es un factor importante, no sólo en términos de la probabilidad que exista una agencia bancaria sino también en relación a la utilización de los servicios bancarios. Los factores socioeconómicos de la localidad se revelan substanciales. El PBG es un *proxy* del nivel de actividad que muestra significatividad, al tiempo que el ambiente de negocios resulta ser relevante, estadística y económicamente, especialmente para el caso de las entidades privadas nacionales.

## V. La dependencia espacial y el análisis empírico a nivel de departamentos

Los desarrollos en el campo de la econometría espacial dan cuenta de que cuando los datos emanan de una estructura espacial determinada (como los empleados en el presente trabajo), puede surgir dependencia y/o heterogeneidad espacial que no puede ser adecuadamente manejada dentro del marco de la econometría tradicional.<sup>66</sup> La dependencia espacial surge cuando el valor de una observación está influido por las observaciones ubicadas contiguamente en el espacio.<sup>67</sup> Este aspecto puede resultar relevante al analizar aquellas decisiones donde la localización y la distancia son factores determinantes (por ejemplo, por la presencia de efectos derrame o economías de alcance)<sup>68</sup> y/o en casos donde la dimensión espacial real del fenómeno bajo estudio no coincide con la dimensión formal.<sup>69</sup>

---

<sup>66</sup> En presencia de dependencia espacial las estimaciones MCO generan estimadores sesgados y/o ineficientes. Ver Anselin (1988).

<sup>67</sup> La observación  $y_i$  con  $i \in S$ , estará relacionada con  $y_j$  correspondiente a otra unidad espacial también perteneciente al conjunto que contiene todas las unidades espaciales  $S$ .

<sup>68</sup> Las decisiones de ubicación para la comercialización de bienes y servicios están en general fuertemente influenciadas por estos aspectos.

<sup>69</sup> En tal caso los datos relevados (por radio censal, departamento, etc.) pueden presentar errores correlacionados entre unidades geográficas.

La presente sección realiza una aproximación en este sentido, teniendo en cuenta que las determinaciones acerca de la localización de los servicios bancarios y el grado de utilización de los mismos están en general influidas, e incluso restringidas, no sólo por los factores socioeconómicos, sino también por aspectos de localización y distancia.

El análisis econométrico espacial requiere en primer lugar delimitar las observaciones en el espacio geográfico. Para esto se utiliza una matriz  $W$  que pondera las observaciones según los patrones de contigüidad de las unidades geográficas. La matriz tiene una diagonal de ceros y valores positivos en las celdas correspondientes a unidades geográficas adyacentes. Esta matriz se estandariza por fila, de manera que las mismas sumen uno. La ponderación puede estar dada por la simple relación de contigüidad,<sup>70</sup> la longitud de las fronteras o la distancia al centro de la región adyacente, entre otras.<sup>71</sup> La utilidad de esta matriz  $W$  para el análisis econométrico surge del hecho de que al multiplicarla por cada observación  $y_i$  se obtiene un valor que es el promedio ponderado de los valores que dicha variable toma en las unidades geográficas adyacentes. El insumo básico para la confección de esta matriz, la localización espacial de las unidades bajo análisis, se obtiene de manera relativamente simple a partir de la utilización de mapas georreferenciados.<sup>72</sup>

El primer aspecto que es necesario analizar al contemplar la dimensión espacial en el análisis econométrico es la presencia de dependencia espacial en los datos. Una primera evidencia surge a partir de considerar el Gráfico 1, el cual muestra un mapa que resume la configuración espacial por departamento del denominado gráfico de Moran<sup>73</sup> para el logaritmo del total de crédito privado en el ámbito departamental. Este esquema,<sup>74</sup> indica la relación entre el valor estandarizado de la variable considerada en comparación con su promedio ponderado (por la matriz  $W$ ) en el resto de las unidades (departamentos en este caso). En presencia de dependencia espacial, las observaciones que se encuentran por encima del promedio estandarizado deberían estar rodeadas por observaciones que también se ubiquen por encima de tal promedio.

---

<sup>70</sup> Con valores binarios, unitarios para las unidades geográficas adyacentes y cero para el resto.

<sup>71</sup> Ver Cliff y Ord (1981).

<sup>72</sup> En el presente trabajo se emplean mapas de la Argentina con información a nivel de departamento, utilizando el programa *Matlab*, a través del cual se obtienen las matrices de contigüidad  $W$ . Ver función `xy2cont()`. Estos ponderadores también pueden calcularse mediante el uso de otros programas, por ejemplo, el *Arcview*.

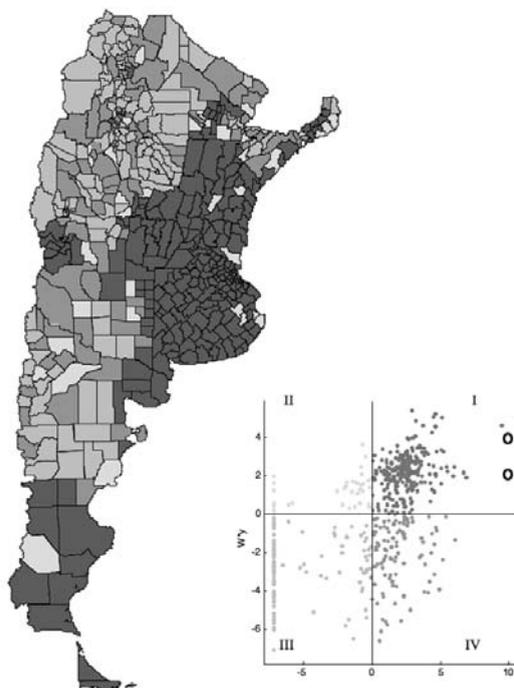
<sup>73</sup> *Moran Scatterplot*.

<sup>74</sup> Los colores en el mapa coinciden con las observaciones del Gráfico de Moran, destacándose según los colores la ubicación por cada departamento en los diferentes cuadrantes.

La figura puede dividirse en cuatro cuadrantes (I a IV), donde las observaciones que se ubican en los cuadrantes I y III indican departamentos con alto (bajo) nivel de crédito rodeados por departamentos con alto (bajo) nivel de crédito. No obstante, existen excepciones situadas en el cuadrante IV con jurisdicciones que tienen un nivel de crédito relativamente alto y se encuentran rodeados de departamentos con nivel promedio por debajo del mismo. Por último, puede observarse aquellos departamentos localizados en el cuadrante II con nivel por bajo de préstamos y circundados de departamentos que tienen en promedio valores más altos.

La existencia de dependencia espacial puede ser corroborada a partir de diversas pruebas estadísticas basadas en los errores de las regresiones realizadas con mínimos cuadrados ordinarios.<sup>75</sup> Dicha dependencia espacial puede ser incorporada

### Gráfico 1 / Correlación Espacial. Diagrama de Moran



Fuente: BCRA. Logaritmo de crédito privado. Año 2003.

<sup>75</sup> Tanto el test de Moran (Moran's I), como el de máxima verosimilitud y el ratio de verosimilitud no rechazan la hipótesis nula de correlación espacial en los errores con una probabilidad marginal inferior al 1% en todos los casos (para ambas variables en los dos años a considerar).

en la regresión econométrica haciendo uso de las matrices de ponderación, al menos a través de dos modelos, un proceso de autocorrelación espacial o a través de correlación espacial entre los errores.

De esta manera, el primer modelo a estimar está dado por la siguiente ecuación:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

en donde el coeficiente  $\rho$  mide la de autocorrelación espacial. Este modelo supone una dependencia espacial que surge de una relación funcional directa entre las observaciones de la variable dependiente y los valores del mismo parámetro en las unidades geográficas adyacentes.

El segundo modelo a considerar, se refleja en las siguientes ecuaciones:

$$y = X \beta + u$$

$$u = \lambda W u + \varepsilon$$

en este caso, el coeficiente  $\lambda$  se denomina coeficiente autorregresivo espacial e indica que la dependencia espacial surge a partir de la correlación entre los errores correspondientes a unidades geográficas adyacentes.

En ambos modelos los coeficientes de dependencia espacial requieren ser estimados a través de métodos de máxima verosimilitud ya que los estimadores MCO presentan problemas.<sup>76</sup> Una complicación adicional específica del análisis que se realiza en esta sección, y que debe ser tenida en cuenta, se relaciona con la utilización de variables dependientes con valores truncados en cero. En efecto, el Gráfico 2 muestra el mapa de la distribución por departamento del logaritmo del crédito,<sup>77</sup> reflejando la existencia de departamentos con valores en cero.<sup>78</sup> Un adecuado tratamiento de este truncamiento en los datos solicita el uso de técnicas econométricas que tomen en cuenta la especial naturaleza de los mismos,

---

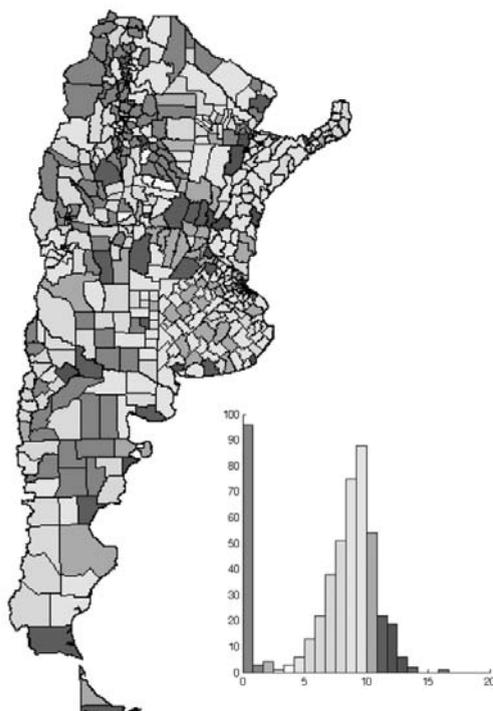
<sup>76</sup> Ver Anselin (1988). Las estimaciones se realizaron utilizando funciones especialmente diseñadas por La Sage (1998) utilizando *Matlab*.

<sup>77</sup> Una distribución similar se observa para el caso del logaritmo de los depósitos.

<sup>78</sup> Existen 85 departamentos sin depósitos y 90 sin crédito en el año 1998. Para el año 2003, se observan 86 departamentos sin depósitos y 95 sin crédito.

tal como la metodología de *Tobit*. LaSage (1998) muestra que en presencia de variables dependientes limitadas y dependencia espacial, la aplicación de la metodología de estimación *Tobit* requiere de la utilización de procedimientos *bayesianos* para lograr una adecuada inferencia.<sup>79</sup>

**Gráfico 2 / Distribución espacial del nivel de crédito. Año 2003**



<sup>79</sup> Debe considerarse que las técnicas *bayesianas* pueden implementarse de manera de replicar los resultados de una estimación de máxima verosimilitud (La Sage, 2000; Canova, 2006). Sin embargo, los métodos de máxima verosimilitud descansan en el supuesto de que los procesos subyacentes en el modelo siguen una distribución normal, en tanto las técnicas *bayesianas* pueden utilizarse aún en aquellos casos donde tal conjetura de normalidad no se cumple, o cuando existe evidencia acerca del valor de determinado parámetro (*prior*). Asimismo, las técnicas *bayesianas* son empleadas para estimar la distribución multivariada posterior en el caso en que se suponga heterocedasticidad en los errores o en presencia de observaciones extremas (*outliers*) en muestras pequeñas. En estos casos puede aplicarse la metodología de Gibbs (*Gibbs sampling method*) para aproximar la distribución posterior con técnicas *bayesianas*. Esta metodología parte de suponer una distribución condicional para los parámetros, extrayendo de la misma muestras aleatorias que convergen

Tabla 23 / Determinantes del nivel de depósitos por departamento. Año 1998

	Variable dependiente = Ln Depósitos				
	MCO	Modelo de Autocorrelación Espacial	Tobit bayesiano de autocorrelación espacial	Modelo espacial de errores autorregresivos	Modelo Tobit bayesiano espacial de errores autorregresivos
Constante	-19,950*** [-12,402]	-17,94*** [-17,03]	-18,26*** [1,9427]	-16,82*** [-15,98]	-14,84*** [2,2738]
Población	1,7157*** [22,873]	1,6362*** [21,649]	1,7264*** [0,0852]	1,7584*** [21,344]	1,7189*** [0,0845]
Superficie	0,2650*** [4,652]	0,2701*** [5,4397]	0,2791*** [0,0645]	0,1440** [2,4622]	0,1144** [0,0657]
PBG	0,5892*** [7,850]	0,4218*** [13,462]	0,3797*** [0,0951]	0,4150*** [8,0349]	0,3387*** [0,1160]
Viv. c/acceso agua cte.	0,0030** [0,672]	0,0047 [1,3398]	0,006 [0,0050]	0,0073 [1,4984]	0,0090** [0,0052]
Analfabetismo	-0,078*** [-3,316]	-0,073*** [-5,186]	-0,095*** [0,0264]	-0,088*** [-3,498]	-0,097*** [0,0285]
Rho	-	0,1679*** [4,1428]	0,1761*** [0,0435]	-	-
Lambda	-	-	-	0,4839*** [22,370]	0,5002*** [0,0574]
Observaciones	504	504	504	504	504
R2	0,729	0,7209	0,7057	0,7697	0,7696
valores censurados	-	-	85	-	85

OLS y Autorregresivo Espacial: estadísticos t entre corchetes.  
 Tobit: Errores estándar robustos entre corchetes.  
 \* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

Tabla 24 / Determinantes del nivel de depósitos por departamento. Año 2003

	Variable dependiente = Ln Depósitos				
	MCO	Modelo de Autocorrelación Espacial	Tobit bayesiano de autocorrelación espacial	Modelo espacial de errores autorregresivos	Modelo Tobit bayesiano espacial de errores autorregresivos
Constante	-25,08** [-19,39]	-23,25** [-35,04]	-25,52** [1,6319]	-23,07** [-24,07]	-21,63** [1,8090]
Población	1,9594** [23,061]	1,8814** [21,828]	2,0217** [0,0959]	2,0167** [23,407]	1,9894** [0,0884]
Superficie	0,2164** [3,6587]	0,2269** [7,3862]	0,2208** [0,0641]	0,1391** [2,5430]	0,1178** [0,0673]
PBG	0,6903** [10,524]	0,5488** [28,549]	0,5452** [0,0864]	0,5680** [10,428]	0,4999** [0,0959]
Prop. pob. con ed.univ. inc.	4,8458** [7,5107]	4,5803** [7,1830]	6,4888** [0,7333]	4,1806** [6,3512]	4,5443** [0,6761]
Desocupación	-8,760** [-4,973]	-7,993** [-4,736]	-9,321** [1,8929]	-7,034** [-3,877]	-7,115** [1,9053]
Rho	-	0,1389** [3,3664]	0,1311** [0,0427]	-	-
Lambda	-	-	-	0,4219** [26,798]	0,4323** [0,0626]
Observaciones	504	504	504	504	504
R2	0,72	0,7146	0,7197	0,7506	0,75
valores censurados	-	-	86	-	86

OLS y Autorregresivo Espacial: estadísticos t entre corchetes.

Tobit: Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

Las tablas muestran la comparación de la regresión MCO y las regresiones que toman en cuenta la dependencia espacial (a través de ambos modelos mencionados con anterioridad) tanto para el logaritmo de los depósitos<sup>80</sup> (Tablas 23 y 24) como de los créditos (Tablas 25 y 26), usando datos correspondientes al año 1998 y 2003.<sup>81</sup> Los resultados obtenidos concuerdan en general con los encontrados en las regresiones a nivel localidad, indicando en ambos períodos que el número de habitantes, la superficie y el nivel de actividad económica poseen efectos significativos y positivos sobre el nivel de depósitos y préstamos. Asimismo, las variables socioeconómicas tienen significatividad y los signos esperados. En particular, las variables relacionadas con el nivel de educación inciden positivamente, dado que para los datos de 1998 el nivel de analfabetismo del departamento impacta de manera negativa, mientras que para el año 2003 la proporción de población con secundaria completa lo hace de manera positiva.

Los resultados indican que el coeficiente de autocorrelación espacial  $\rho$  resulta ser significativo y positivo, en tanto el efecto sobre los signos y la significatividad de los restantes coeficientes estimados no se modifican de modo elocuente. La incorporación del coeficiente  $\rho$  en la estimación tampoco mejora el ajuste global. La situación es diferente al reflexionar sobre el coeficiente  $\lambda$  autorregresivo espacial. En este caso, el nivel de significatividad global se acrecienta, y los valores de los coeficientes se alteran levemente aumentando la significancia económica de los parámetros propios de las variables socioeconómicas. En las Tablas 24 y 26, que reflejan las regresiones para el año 2003, se evidencia que si bien el modelo *bayesiano* con autocorrelación espacial implica una mejora en el ajuste global de las regresiones, es una vez más el modelo autorregresivo espacial (y *bayesiano*) el que ostenta un ajuste global superior.

---

en el límite a la distribución posterior real de los parámetros. De esta manera, tomando una muestra lo suficientemente grande puede realizarse inferencia acerca de la media y los momentos de la distribución posterior de los parámetros. Las técnicas *bayesianas* robustas realizan mejores inferencias en presencia de heterocedasticidad, *outliers* o ausencia de normalidad en la distribución de los errores. A fin de solucionar los problemas presentes en el caso bajo estudio, La Sage (1998) propone un método *Tobit autorregresivo espacial bayesiano*, que genera estimaciones robustas y consistentes, asegurando una inferencia superior. El procedimiento consiste en reemplazar las observaciones latentes por valores estimados, para luego aplicar métodos de estimación de muestras no censuradas. En el caso *bayesiano* el reemplazo de tales valores es a través del muestreo de Gibbs, permite la aproximación de la distribución posterior de probabilidad conjunta de los parámetros aumentando la consistencia y mejorando la inferencia.

<sup>80</sup> En realidad de  $(1 + \text{valor de la variable})$ .

<sup>81</sup> Cabe aclarar que la medición de las variables socioeconómicas difiere en ambos períodos por haber sido relevadas de diferente manera en los censos.

Tabla 25 / Determinantes del nivel de crédito por departamento. Año 1998

	Variable dependiente = Ln Créditos				
	MCO	Modelo de Autocorrelación Espacial	Tobit bayesiano de autocorrelación espacial	Modelo espacial de errores autorregresivos	Modelo Tobit bayesiano espacial de errores autorregresivos
Constante	-21,37*** [-11,32]	-17,70*** [-11,47]	-18,75*** [2,2237]	-15,51*** [-8,191]	-14,11*** [2,6938]
Población	1,6807*** [19,104]	1,5565*** [18,225]	1,6609*** [0,0985]	1,7356*** [18,776]	1,6981*** [0,0972]
Superficie	0,3568*** [5,3393]	0,3401*** [6,0161]	0,3704*** [0,0743]	0,1381*** [2,3379]	0,1279* [0,0813]
PBG	0,6391*** [7,2602]	0,3511*** [5,6049]	0,3202** [0,1085]	0,3339*** [3,0754]	0,2862** [0,1393]
Viv. c/acceso agua cte.	0,0061 [1,1443]	0,0086** [2,1895]	0,0110** [0,0059]	0,0121** [2,2241]	0,0134** [0,0060]
Analfabetismo	-0,066** [-2,401]	-0,061*** [-4,456]	-0,080*** [0,0304]	-0,086*** [-3,030]	-0,096*** [0,0328]
Rho	-	0,2759*** [6,6112]	0,2993*** [0,0457]	-	-
Lambda	-	-	-	-	-
Observaciones	504	504	504	504	504
R2	0,6544	0,6337	0,6204	0,7403	0,7394
valores censurados	-	-	90	-	90

OLS y Autorregresivo Espacial: estadísticos t entre corchetes.

Tobit: Errores estándar robustos entre corchetes.

\* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

Tabla 26 / Determinantes del nivel de crédito por departamento. Año 2003

	MCO	Variable dependiente = Ln Créditos			
		Modelo de Autocorrelación Espacial	Tobit bayesiano de autocorrelación espacial	Modelo espacial de errores autorregresivos	Modelo Tobit bayesiano espacial de errores autorregresivos
Constante	-24,09** [-17,91]	-21,87** [-26,48]	-25,32** [1,6348]	-21,00** [-21,23]	-19,94** [2,0619]
Población	1,0920** [21,525]	1,8056** [20,286]	1,9935** [0,1021]	1,9380** [21,739]	1,9239** [0,0941]
Superficie	0,2326** [3,7801]	0,2409** [7,4807]	0,2555** [0,0667]	0,1286** [2,2006]	0,1167** [0,0732]
PBG	0,6115** [8,9651]	0,4501** [15,573]	0,4648** [0,0847]	0,4444** [8,0877]	0,3895** [0,1127]
Prop. pob. con ed.univ. inc.	4,9179** [7,3299]	4,4999** [6,7797]	6,7377** [0,7962]	3,6573** [5,3901]	3,9204** [0,7266]
Desocupación	-9,567** [-5,223]	-8,315** [-4,718]	-10,02** [2,0665]	-5,885** [-3,129]	-5,872** [1,9851]
Rho	-	0,1709** [4,0448]	0,1713** [0,0454]	-	-
Lambda	-	-	-	0,4709** [24,441]	0,4839** [0,0614]
Observaciones	504	504	504	504	504
R2	0,6686	0,6706	0,6916	0,7203	0,7204
valores censurados	-	-	95	-	95

OLS y Autorregresivo Espacial: estadísticos t entre corchetes.  
 Tobit: Errores estándar robustos entre corchetes.  
 \* significativo al 10% \*\* significativo al 5% \*\*\* significativo al 1%.

En definitiva las estimaciones realizadas para ambos períodos y para las dos variables bajo análisis muestran que la consideración de la dimensión espacial (geográfica) es relevante, si bien no modifica de manera significativa los resultados mostrados en la sección anterior. La presencia de correlación espacial positiva y significativa permite corroborar de algún modo los corolarios previos, donde se indicaba la importancia de la localización y la distribución espacial de la disponibilidad de los servicios bancarios sobre la utilización de los mismos, tanto desde el punto de vista teórico como empírico.

## VI. Conclusiones

El trabajo analiza los determinantes de la disponibilidad y distribución espacial a nivel local de servicios bancarios regulados por el BCRA. Los datos permiten inferir el número de localidades y el porcentaje de población que no cuenta con oferta de servicios bancarios regulados a nivel local. Sin embargo, no es posible estimar el porcentaje de población que efectivamente utiliza los mismos. A pesar de lo anterior, los datos permiten extraer algunas consideraciones relevantes en relación al nivel de *bancarización*.

En primer lugar, los indicadores de *bancarización*, tanto aquellos referidos a la extensión de la red de atención al público (disponibilidad) como del monto de depósitos o crédito (utilización), muestran que el país presenta niveles relativamente bajos comparados con países de similar grado de desarrollo económico e incluso en términos históricos. Las crisis económicas y financieras, particularmente la de fines de 2001, afectaron marcadamente la utilización de los servicios bancarios. Sin embargo, la salida de entidades del mercado no se tradujo en una reducción del número de agencias, debido al esfuerzo realizado por transferir a otras entidades los centros de atención al público.

La evidencia analizada indica que en la última década se ha producido un crecimiento superior al 60% en el número de agencias bancarias, incrementando de esta forma la disponibilidad de servicios bancarios. Dos aspectos de este cambio merecen especial atención: (i) la principal forma de expansión de la red de atención al público ha sido a través de la instalación de cajeros automáticos y (ii) la apertura se ha producido mayoritariamente en localidades que ya contaban con infraestructura bancaria. En este sentido, las localidades de más de 5.000 habitantes tienen una alta probabilidad de contar al menos con dos agencias

bancarias. Sin embargo, la *bancarización* de localidades sin disponibilidad de servicios constituye un desafío aún pendiente, especialmente en algunas provincias en las cuales sólo se dispone de infraestructura bancaria en el 10% de sus localidades y teniendo en cuenta que aún existen localidades de más de 10.000 habitantes que no poseen infraestructura bancaria formal.

La oferta de servicios bancarios a nivel localidad muestra diferencias importantes según los grupos de entidades financieras de acuerdo al origen de su capital. La banca pública presenta una mayor extensión en su infraestructura, tiene un mayor número de agencias y opera en un mayor número de localidades, muchas de las cuales sólo cuentan con estas entidades como proveedoras de servicios bancarios. Al mismo tiempo, presenta una mayor sensibilidad a las condiciones socioeconómicas locales, tales como el nivel de educación o de desocupación. Por el contrario, las entidades extranjeras tienden a localizarse en los principales centros urbanos del país, siendo la cantidad de habitantes la variable más relevante para la ubicación de agencias, con una marcada expansión en mercados ya *bancarizados*. En tanto, las entidades privadas nacionales, muestran una mayor sensibilidad relativa al ambiente de negocios a nivel provincial. De esta forma, se puede concluir que los grupos de entidades no sólo difieren en cuanto al origen de su capital sino que ello estaría asociado a una diferente manera de encarar el negocio bancario.

Los análisis econométricos regionales corroboran el vínculo entre nivel de actividad bancaria y pobreza enunciado en la literatura especializada. Las zonas del país con mayor disponibilidad y utilización de servicios bancarios son precisamente aquellas que muestran un mayor desarrollo económico relativo (medido a través del PBG) y un mejor ambiente de negocios a nivel provincial. Asimismo, la dependencia espacial detectada refleja la importancia que la disponibilidad de servicios a nivel local tiene en términos de la utilización efectiva de los mismos.

Las conclusiones del trabajo permiten inferir la relevancia que para la profundización de los servicios bancarios en nuestro país tendría un aumento de la disponibilidad de servicios a nivel local. En tal sentido, las regulaciones que podrían tener un impacto positivo y significativo serían aquellas que, con adecuada consideración de los riesgos:

- tiendan a disminuir las barreras al ingreso de nuevas entidades, especialmente aquellas de carácter local y/o regional, o especializadas en determinados segmentos poco *bancarizados*,

- faciliten la extensión de la red de atención al público, en sus diversas modalidades,
- propicien la diversificación de canales para el acceso a los servicios bancarios.

En este sentido apuntan las medidas del Banco Central en cuanto a diferenciar las exigencias de capital por ubicación geográfica, la reglamentación sobre las Cajas de Crédito Cooperativas, la admisión de la figura de sucursales de atención transitoria que permite la apertura de sucursales móviles a todo tipo de entidades, la ampliación de la operatoria de préstamos de bajo valor, o la creación de una cuenta básica universal.

Estas medidas puntuales que buscan potenciar la disponibilidad de servicios deben necesariamente ir acompañadas de una política monetaria que coadyuve a la estabilidad macroeconómica y a la sustentabilidad del crecimiento económico. Por último, debe destacarse que el esfuerzo compartido del regulador y de las entidades bancarias en temas tales como la educación financiera, la transparencia y el adecuado resguardo de los derechos de los consumidores de servicios bancarios podría tener un fuerte impacto en la *bancarización*.

## Referencias

**Akerlof, G. (1970).** "The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and Market Mechanisms". *Quarterly Journal of Economics*, 84, N° 3, pp. 488-500.

**Anselin, L. (1988).** "Spatial Econometrics: Methods and Models". Kluwer Academic, Dordrecht.

**Avery, R. (1991).** "Deregulation and the Location of Financial Institution Offices". *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 27 (3), pp. 30-42.

**Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. y Levine, R. (2003).** "Law, Endowments, and Finance". *Journal of Financial Economics*, 70, pp. 137-181.

**Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. y Martínez Peria, S. (2005).** "Reaching out: Access to and use of banking services across countries". World Bank Policy Research Working Paper N° 3754.

**Beck, T. y Levine R. (2005).** "Legal Institutions and Financial Development", en C. Menard and M. Shirley eds., *Handbook for New Institutional Economics*, Kluwer Academic Publishers, Norwell.

**Beck, T. y De la Torre, A. (2006).** "The Basic Analytics of Access to Financial Services". World Bank Working Paper Series.

**Canova, F. (2006).** "Métodos Bayesianos para Macroeconometría". Presentación para el Banco Central de Argentina, Buenos Aires, abril 3-7.

**Caskey, J. (1992).** "Bank Representation in Low-Income and Minority Urban Communities". Research Working Paper 92-10, Federal Reserve Bank of Kansas City.

**Claessens, S. (2005).** "Access to Financial Services: A Review of The Issues and Public Policy Objectives". Presentation for the Fifth Services Experts Meeting, París, febrero 3-4, WTO y World Bank.

**Cliff, A. y Ord, J. (1981).** *Spatial Processes: Models and Applications*. Pion, Londres.

**De Soto, H. (2002).** *The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*. Institute for Liberty and Democracy (ILD), Ed. Sudamericana.

**Ennis, H. (2004).** "Some Recent Trends in Commercial Banking". *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, Vol. 90/2.

**Evanoff, D. (1988).** "Branch Banking and Service Accessibility". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 20, N° 2, pp. 191-202.

**FIEL (2003).** "El Ambiente de Negocios en Las Provincias Argentinas". Mimeo, Buenos Aires.

**Greenwood, J. y Jovanovic, B. (1990).** "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income". *Journal of Political Economy*, Vol. 98, N° 5, Pt. 1, pp. 1076-1107.

**Gunther, J. (1997).** "Geographic Liberalization and the Accessibility of Banking Services in Rural Areas". Financial Industry Studies Department, Federal Reserve Bank of Dallas.

**Gurley, J. y Shaw, E. (1955).** "Financial Aspects of Economic Development". *The American Economic Review*, Vol. 45, pp. 515-38.

**Holden, P. y Prokopenko, V. (2001).** "Financial Development and Poverty Alleviation: Issues and Policy Implications for Developing and Transition Countries". IMF Working Paper, Washington DC: International Monetary Fund.

**Jacoby, H. (1994).** "Borrowing Constraints and Progress Through School: Evidence from Peru". *Review of Economics and Statistics*, 76, pp. 151-160.

**Jacoby, H. G. y Skoufias, E. (1997).** "Risk, Financial Markets, and Human Capital in a Developing Country". *Review of Economic Studies*, 64, pp. 311-35.

**Kaplan, S. y Zingales, L. (1998).** "Do Financing Constraints Explain Why Investment is Correlated with Cash Flow?". NBER Working Paper N° 5267, Cambridge.

**King, R. y Levine, R. (1993).** “Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right”. *Quarterly Journal of Economics*, 153(3), pp. 717-38.

**King, R. y Levine, R. (1993).** “Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence”. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, Vol. 32(3), pp. 513-542.

**La Porta, R., Lakonishok, J., Shleifer, A. y Vishny, R. (1997).** “Good News for Value Stocks: Further Evidence on Market Efficiency”. *Journal of Finance*, American Finance Association, Vol. 52(2), pp. 859-74.

**La Porta, R., Lopez de Silanes, F., Shleifer, A., y Vishny, R. (1997).** “Legal Determinants of External Finance”. *Journal of Finance*, American Finance Association, Vol. 52, pp. 1131-1150.

**LeSage, J. (1998).** *Spatial Econometrics*. University of Toledo.

**Levine, R. (2005).** “Finance and Growth: Theory and Evidence”, en P. Aghion and S. Durlauf eds., *Handbook of Economic Growth*, Elsevier Science, The Netherlands.

**Levine, R., Loayza, N. y Beck, T. (2001).** “Financial intermediation and growth: Causality and causes”. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, Vol. 46(1), pp. 31-77.

**Levine, R., Beck, T. y Demirgüç-Kunt, A. (2004).** “Finance, Inequality, and Poverty: Cross-Country Evidence”. NBER working paper N° 10979, Cambridge.

**Loayza, N. y Ranciere, R. (2002).** “Financial Development, Financial Fragility, and Growth”. Working Paper N° 145, Banco Central de Chile.

**Martinez Peria, M. S., Sánchez, S., Crivelli, J. M. y Vladkova-Hollar, I. (2003).** “Financial Development and the Distribution of Bank Branches, Loans, and Deposits in Mexico”. IBRD (World Bank).

**Medina, C. y Núñez, J. (2006).** “La Oferta de Servicios del Sector Financiero Formal en Bogotá”. Documento CEDE, Universidad de los Andes, Colombia.

**Núñez Miñana, H. (1972).** “Indicadores de desarrollo regional en la República Argentina. Resultados Preliminares”. Documento Interno N° 13, Instituto de

Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.

**Radecki, L. (1998).** "The Expanding Geographic Reach of Retail Banking Markets". *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York.

**Rajan, R. y Zingales, L. (1998).** "Financial Dependence and Growth". *The American Economic Review*, Vol. 88, Nº 3, pp. 559-586.

**Santomero, A. y Seater, J. (1997).** *Monies and Banking*. Wharton Financial Institutions Center, University of Pennsylvania.

**Schmukler, S., Gozzi, J. y De la Torre, A.(2005).** "Innovative Experiences in Access to Finance: Market Friendly Roles for the Visible Hand?". World Bank.

**Stiglitz, J. y Weiss, A. (1981).** "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information". *The American Economic Review*, Vol. 71, Nº 3, pp. 393-410.

**Stone, R. (2005).** *Financial Access Indicators Stocktake*. Department for International Development, London.

**World Bank (2004).** "Brazil: Access to Financial Services". Report Nº 27773-BR.



# Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos

*Ensayos Económicos* está orientada a la publicación de artículos de carácter teórico, empírico y/o de política aplicada con énfasis en los aspectos monetarios y financieros, que se refieran tanto a la economía Argentina como al ámbito de la economía internacional. La revista está dirigida a investigadores en las áreas de macroeconomía y finanzas, profesionales que se desempeñan en la gestión de las políticas públicas, participantes del sistema financiero, docentes y estudiantes de los niveles de grado y postgrado en Argentina y Latinoamérica.

## **Características Generales del Proceso de Referato**

El rigor científico será el único criterio de evaluación de los trabajos a ser publicados en la revista “Ensayos Económicos” del BCRA. A tal fin, la publicación de los artículos estará sujeta a un proceso de referato similar al que se aplica en la mayoría de las revistas académicas.

Para garantizar imparcialidad, cada artículo estará sujeto a una revisión anónima (*blind review*) por parte de dos referís, uno interno (investigador del BCRA) y otro externo, quienes evaluarán características generales del trabajo, como originalidad, relevancia, metodología, entre otros.

La decisión final de publicación estará a cargo del “Comité Editorial”, quien utilizará la recomendación de los referatos como guía básica, pero no excluyente, para formar su juicio. Los autores recibirán copias de los resultados del referato (también anónimo), independientemente de la calificación final otorgada.

**Editor:** Jorge Carrera

## **Comité Editorial**

- José María Fanelli
- Ricardo Ffrench-Davis
- Javier Finkman
- Daniel Heymann
- José Antonio Ocampo
- Mario Tonveronachi

## Formatos

Los artículos contarán con una extensión máxima de veinticinco páginas incluyendo cuadros, tablas, gráficos y anexos, y deberán estar escritos en idioma español.

Se enviarán dos copias impresas a la dirección:

*Banco Central de la República Argentina, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, Revista Ensayos Económicos, Reconquista 266, Buenos Aires, Argentina, C1003 ABF.*

Asimismo, se solicitará el envío de una versión electrónica que sea copia fiel del documento impreso a la dirección: [ensayos.economicos@bcra.gov.ar](mailto:ensayos.economicos@bcra.gov.ar).

La primera hoja del documento deberá contener el título del trabajo, el nombre de los autores y su pertenencia institucional y un resumen del trabajo de no más de 150 palabras. Al pie de página pueden indicarse direcciones de email, comentarios y/o agradecimientos. Luego del resumen se agregarán hasta cinco categorías de la clasificación del JEL (*Journal of Economic Literature*) y las palabras clave. En el resto de las páginas no deberá mencionarse a los autores del artículo. Adicionalmente, se solicita un resumen en inglés más amplio, que no deberá superar las dos páginas.

La presentación del documento deberá hacerse en "Microsoft Word" en hoja de tamaño A4, en letra Arial 11 con todos los márgenes de 2,5 cm. Se utilizará un interlineado simple y renglón en blanco como separación entre párrafos.

Los títulos y subtítulos tendrán la fuente Arial 11. El primer nivel de títulos es en negrita y con numeración en números romanos (**I, II, III,...**). El segundo nivel de títulos es en negrita e itálica con números (***I.1, I.2, I.3,...***). El tercer nivel de títulos es en itálica y con letras minúsculas (*I.1.a, I.1.b,...*).

Las notas estarán numeradas de manera consecutiva al pie de la página. Las ecuaciones deberán numerarse consecutivamente a la derecha de la página. Tablas, gráficos y figuras deberán tener un orden consecutivo y estar citadas en el texto. Una vez aceptado el documento para su publicación, se solicitarán los respectivos soportes electrónicos de tablas, gráficos, figuras y ecuaciones.

Para las referencias bibliográficas en el texto se empleará la fórmula: Svensson y Taylor (2002); en caso de más de dos autores se empleará la fórmula Svensson et al. (2002), y deberán citarse inmediatamente luego de la última sección del trabajo antes de los posibles apéndices o anexos. Se utilizarán las siguientes formas:

- Para publicaciones periódicas: Blanchard, O. y D. Quah (1989); “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply”, *The American Economic Review*, 79, pp. 655-73.
- Para libros: Hendry, D.F. (1995); *Dynamic Econometrics*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Para artículos en libros: Williamson, J. H. (1971); “On the Normative Theory of Balance of Payments Adjustment” en G. Clayton, J. C. Gilbert y R. Sedgwick (eds.), *Monetary Theory and Monetary Policy in the 1970's*, Oxford, Oxford University Press.
- Para documentos de trabajo: Billmeier, A. (2004); “Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?”, IMF, Working paper 04/146.

## **Difusión**

El Banco Central propenderá a la máxima difusión de la revista, garantizando una amplia distribución gratuita en ámbitos académicos locales y del exterior, organismos públicos, bancos centrales, centros de investigación públicos y privados, prensa especializada. También habrá ejemplares a disposición del público en general –mediante solicitud–, y la versión electrónica estará disponible en el sitio del BCRA [www.bcra.gov.ar](http://www.bcra.gov.ar).