

# SOBRE LOS DETERMINANTES DE LOS SPREADS MARGINAL Y PROMEDIO DE LAS TASAS DE INTERÉS BANCARIAS: CHILE 1994-2001

Philip Brock\*  
Helmut Franken M.\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

Hace ya más de dos siglos que la banca ha sido reconocida como un factor importante para el desarrollo económico. Adam Smith (1776) destacó el rol de los bancos escoceses en el crecimiento de ese país.<sup>1</sup> La interacción entre el sector financiero y el desarrollo también jugó un papel importante en los trabajos de Schumpeter (1911), Gurley y Shaw (1960), Goldsmith (1969) y McKinnon (1973), al igual que en trabajos más recientes como el de Rajan y Zingales (1998). Este último —y otros trabajos contemporáneos— han enfatizado la importancia de contar con una intermediación financiera eficiente para asegurar el crecimiento económico y la asignación correcta de los recursos.<sup>2</sup>

Ahora bien, qué tan crucial es el rol del costo de la intermediación financiera en el desarrollo financiero es un tópico más controversial. Por un lado, varios trabajos han estudiado el impacto negativo de los impuestos (por ejemplo, requerimientos de encaje no remunerado) o de medidas más extremas, asociadas a represión financiera sobre el costo de los fondos y sobre el *spread* entre tasas de interés de colocación y captación.<sup>3</sup>

Por otro lado, Goldsmith (1969) observó que el desarrollo financiero de Estados Unidos, Canadá y Europa se produjo en los últimos dos siglos, con costos de intermediación financiera prácticamente estables.<sup>4</sup> Una justificación teórica para este resultado se origina en la literatura de racionamiento de crédito de Stiglitz y Weiss (1981), la que se basa en problemas de selección adversa, y en desarrollos teóricos posteriores que capturan los problemas de información. Como consecuencia de estos problemas, la tasa de interés pasa a ser solo una variable más dentro de un contrato financiero complejo que incluye, por ejemplo, el uso de garantías o el pago de un pie, todos los cuales

afectan el costo efectivo del crédito sin necesariamente alterar la tasa de interés.

No obstante lo anterior, quienes formulan las políticas económicas generalmente prestan atención a los *spreads* de tasas de interés bancarias. Las fusiones y adquisiciones, si van asociadas a un incremento de los *spreads* de tasas, muchas veces desatan una discusión sobre eventuales conductas monopólicas. A los banqueros centrales les preocupa el incremento de los *spreads* en tiempos de estrés financiero. Y los procesos de liberalización de la cuenta de capitales muchas veces generan modificaciones en los *spreads* de tasas de interés, que ponen en riesgo la estabilidad financiera.

El influyente estudio de Bernanke (1983) definió el costo de intermediación financiera (*CIF*) como la brecha entre el costo bruto que paga un deudor a un banco y el retorno neto que recibe un ahorrante.<sup>5</sup> En la práctica, la gran mayoría de los trabajos empíricos construye aproximaciones del *CIF* en la industria bancaria a partir de datos del balance y del estado de resultados. La idea es obtener tasas de interés de

\* Universidad de Washington, Seattle, Washington

\*\* Fondo Monetario Internacional, Washington, D.C.

<sup>1</sup> Con relación a esto, Smith acota: "El comercio de Escocia, que hoy por hoy no es muy importante, era aun menor cuando se establecieron las primeras dos empresas bancarias; y estas empresas habrían comerciado muy poco, si hubieran restringido su negocio a descontar letras de cambio. Por tanto, inventaron otro método de emisión de pagarés: otorgando lo que llaman cuentas de caja. Los créditos de este tipo son, según entiendo, otorgados por bancos y banqueros en partes de todo el mundo. Pero las fáciles condiciones de pago que aceptan las empresas bancarias escocesas, hasta donde yo sé, les son bastante peculiares, y talvez han sido la causa principal, tanto del enorme comercio de esas empresas, como del beneficio que ha recibido el país." (Libro II, sección 2: "Of Money Considered as a Particular Branch of the General Stock of the Society.")

<sup>2</sup> Ver, por ejemplo, King y Levine (1993), Greenwood y Smith (1997) y Cetorelli y Gambera (2001).

<sup>3</sup> Ver, por ejemplo, los artículos publicados en Honohan (2003) para una referencia reciente sobre este tema.

<sup>4</sup> Goldsmith (1969) acota: "Las tasas de interés son, por tanto, secundarias, aunque en ningún caso determinantes menores de las interrelaciones financieras... Están en una posición muy similar a... los activos que prefieren los distintos grupos de tenedores y emisores de instrumentos financieros, las disposiciones legales que afectan la emisión de valores y la operación de los intermediarios financieros, la política de las autoridades monetarias, y los factores determinantes de la balanza de pagos."

<sup>5</sup> Bernanke argumenta que el *CIF* juega un rol fundamental en la asignación eficiente del crédito. A su juicio, la crisis del sector financiero durante la Gran Depresión aumentó los costos reales de intermediación entre ahorrantes y deudores, lo que agravó la caída del producto agregado.

colocación y captación implícitas para cada banco. La pregunta, entonces, es cuál es el mejor método para obtener esa tasa implícita. Aunque no existe una única definición para los márgenes de interés en la literatura empírica,<sup>6</sup> la definición predominante corresponde a los márgenes de interés netos (NIM), esto es, el cociente entre ingresos totales por intereses menos gastos totales por intereses, y el total de activos productivos. Al incluir gastos e ingresos de todos los tipos de operaciones de depósitos y préstamos, los NIM corresponden a un concepto de tasas de interés promedio. Los trabajos empíricos a nivel internacional, primordialmente análisis de regresiones de forma reducida, han examinado el impacto de los riesgos (agregados e idiosincrásicos),<sup>7</sup> estructura de la industria,<sup>8</sup> aspectos macroeconómicos<sup>9</sup> y regulatorios<sup>10</sup> sobre los NIM. En esta misma línea hay estudios recientes sobre el sistema financiero chileno.<sup>11</sup>

Por problemas de disponibilidad de datos, muy pocos estudios han utilizado tasas de interés efectivas de colocación y captación para bancos individuales. En la mayoría de los casos, los bancos no reportan información sobre el conjunto de tasas específicas cobradas y pagadas. Artículos recientes han estudiado los *spreads* de tasas de interés usando datos desagregados por tipo de operación, pero no por bancos individuales. Por ejemplo, Catao (1998) usa datos agregados del sistema financiero argentino sobre operaciones en pesos y dólares para estudiar la determinación de *spreads* dentro de un contexto bimonetario. Agénor, Aizenman y Hoffmaister (1999) ocupan la misma base de datos para estudiar el impacto del contagio financiero y las fluctuaciones

de productos sobre los *spreads*. Finalmente, Corvoisier y Gropp (2001) estudian los efectos de concentración en los sistemas bancarios europeos, usando distintos tipos de tasas de préstamos y depósitos. Otros dos artículos usan datos italianos sobre tasas de interés bancarias individuales recolectados a partir de la introducción de la ley de usura en 1997. Estos corresponden a Alessie, Hochguertel y Weber (2001), quienes analizan el impacto de dicha ley en las tasas de interés, y Bertola, Hochguertel y Koeniger (2002) que estudian el efecto de la discriminación de precios en el *spread* de tasas de interés.

Nuestro artículo hace uso de una base de datos para Chile que contiene tasas de interés individuales por banco y tipo de operación. También usa datos contables para calcular márgenes de tasas de interés para cada banco. Por lo tanto, nuestro estudio es el primero en ocupar tanto datos contables como de tasas de interés efectivas a nivel de bancos individuales para estudiar empíricamente los determinantes del costo de la intermediación financiera. Nuestros resultados indican que las medidas de volatilidad (riesgo) afectan del mismo modo a los márgenes basados en datos contables y a los *spreads* basados en datos de tasas de interés efectivas. Sin embargo, el impacto estimado de la concentración y las variables macro (ciclo económico y política monetaria) difieren marcadamente, dependiendo de si la medida de *spreads* se basa en datos contables o en datos de tasas de interés efectivas.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: la sección II desarrolla la motivación analítica de las estimaciones empíricas sobre los determinantes de *spreads* de tasas de interés bancarias. La sección III describe los datos y la especificación empírica. Los resultados se discuten en la IV sección y la sección V concluye.

## II. MODELOS SOBRE SPREADS DE TASAS DE INTERÉS

### 1. Microestructura de los Mercados Financieros

Prácticamente todos los modelos empíricos sobre *spreads* de tasas de interés bancarias citan la influencia del modelo de intermediación de Ho y Saunders (1981), en el cual los bancos son

<sup>6</sup> Ver, por ejemplo, Brock y Rojas-Suárez (2000). En ese artículo, se ocupan seis medidas diferentes de márgenes de interés, con el objeto de lidiar con los problemas de medición que se encuentran al usar datos contables para aproximarse al CIF.

<sup>7</sup> Entre los estudios que relacionan los márgenes de interés bancario con el riesgo de crédito o con el riesgo de tasas de interés, se encuentran Ho y Saunders (1981), Anghazo (1997), McShane y Sharpe (1985), Brock y Rojas-Suárez (2000), y Saunders y Schumacher (2000).

<sup>8</sup> Entre los estudios que relacionan los márgenes de interés bancario con el grado de concentración de la banca están McShane y Sharpe (1985), Ruthenberg y Elias (1996), Williams (1998), Barajas, Steiner, y Salazar (1999), Saunders y Schumacher (2000), Sinkey y Carter (2000), y Claessens, Demirgüç-Kunt, y Huizinga (2001).

<sup>9</sup> Entre los estudios que relacionan los márgenes de interés bancario con variables macroeconómicas como el ciclo económico o la política monetaria se incluyen Demirgüç-Kunt y Huizinga (1999) y Brock y Rojas-Suárez (2000).

<sup>10</sup> Anghazo (1997) examina los efectos de los requerimientos de capital.

<sup>11</sup> Los estudios de NIM incluyen Ahumada y Budnevich (1999) y Fuentes y Basch (2000). En un contexto más amplio, Berstein y Fuentes (2003) analizan el coeficiente de traspaso de los cambios de política monetaria hacia las tasas de colocaciones.

representados como *dealers* de instrumentos financieros, y en cuya transacción ganan un *spread* entre el precio que pagan al emisor y el precio que cobran a los demandantes del instrumento. En la literatura esto se conoce como *bid-ask spread*, y aunque no constituye el foco primario de nuestro estudio, proporciona un punto de partida útil para examinar modelos de *spreads* bancarios. Comenzando con el trabajo de Demsetz (1968), el estudio sobre los determinantes de los *bid-ask spreads* en los mercados de instrumentos financieros (principalmente acciones) ha sido parte importante de la literatura financiera empírica. Demsetz proveyó el argumento teórico sobre la existencia de *dealers* en estos mercados: estos generan liquidez en la transacción de los instrumentos financieros, permitiendo que los participantes del mercado puedan comprar y vender instrumentos en forma instantánea. Para ello, los *dealers* deben mantener un inventario de instrumentos y, por lo tanto, deben ser compensados por el costo de operación cargando un *spread* entre el precio de compra y el precio de venta.

A través del tiempo, y especialmente con el trabajo de Stoll (1978), estos costos han sido clasificados en tres categorías.<sup>12</sup> La primera corresponde al costo de orden y procesamiento, que incluye los costos operativos del *dealer*, es decir, costos de arriendo, de licencia de operación, de tecnología de información, etc. La segunda categoría corresponde al costo de mantención de inventarios, es decir, el costo de oportunidad del capital del *dealer* y los costos asociados a la incertidumbre respecto de eventuales pérdidas de capital por disminuciones en los precios de los instrumentos financieros. La tercera categoría corresponde al costo de selección adversa. Este último se origina en el riesgo de encontrarse con un participante de mercado que tenga información confidencial sobre los movimientos futuros de los precios de los instrumentos. Finalmente, la literatura de estructura de mercado también reconoce que la concentración de mercado puede eventualmente redundar en mayores *spreads*.

Estos cuatro factores —costo de orden y procesamiento, costo de mantención de inventarios, costo de selección adversa y concentración de mercado— conforman la base del trabajo empírico sobre microestructura de los mercados financieros.<sup>13</sup> En los modelos econométricos se han utilizado distintas variables como *proxy*. Una

variable típica para aproximarse al costo de orden y procesamiento es el volumen de transacciones (con un signo esperado negativo). Entre las variables típicas para aproximarse al costo de mantención de inventarios están el precio del instrumento (con un signo esperado positivo) y la desviación estándar del precio de los retornos (con un signo esperado positivo). El costo de selección adversa ha sido capturado por la razón entre el volumen transado en dólares y la capitalización de mercado (con un signo esperado positivo) y otras medidas similares. La concentración de mercado normalmente se mide con el índice de Herfindahl (con un signo esperado positivo) o con el logaritmo del número de *dealers* (con un signo esperado negativo).

## 2. *Spreads* de Tasas de Interés Bancarias

La literatura sobre microestructura de los mercados financieros ha definido el propósito del *dealer* como el de proveer liquidez a los participantes del mercado. Los bancos, en cambio, tienen múltiples propósitos: proveer medios de pago (depósitos a la vista y en cuenta corriente), mantener una cartera de préstamos que no se caracteriza por ser líquida, involucrarse en la transformación de activos (por ejemplo, transformación entre préstamos de largo plazo y depósitos de corto plazo, transformación de unidad de cuenta entre pasivos en dólares y activos en moneda local), y la provisión de servicios financieros “fuera del balance” (*swaps* de tasas de interés, letras de crédito, etc.) Los bancos típicamente también operan en un contexto en que existen redes de seguridad financiera como son los seguros de depósitos, por lo cual están generalmente sujetos a requerimientos de encaje no remunerado. Comúnmente se argumenta que la estructura del balance de los bancos es el resultado de las asimetrías de información entre deudores, banqueros y ahorrantes.

Todo lo anterior se traduce en que un banco constituye un ente mucho más complejo que un *dealer*, razón por la cual no existe un *spread* único

<sup>12</sup> Ver Bollen, Smith y Whaley (2003), y Stoll (2003) para una discusión más detallada de estos costos.

<sup>13</sup> La sofisticación creciente del trabajo empírico en esta área ha sido ayudada por el desarrollo de modelos matemáticos sobre el problema de optimización del *dealer*. Entre estos, Stoll (1989) y Bollen, Smith, y Whaley (2003) se destacan por haber desarrollado modelos en los cuales interactúan la selección adversa y la incertidumbre en la determinación del bid-ask spread.

como el *bid-ask spread* de los instrumentos financieros para la banca. De hecho, en este artículo discutimos los méritos relativos de distintas medidas de *spread* relacionadas con las operaciones bancarias: los márgenes de interés netos, medidas de *spread* promedio, y medidas de *spread* marginal. Con ese propósito, se identifica la diferencia conceptual entre medidas de *spread* que se basan en identidades contables y aquellas motivadas por modelos en los que la conducta de los bancos sigue el principio de maximización de beneficios. Este análisis sugiere que las distintas medidas proveen una visión complementaria que, tomadas en conjunto, ayudan a explicar la conducta de los bancos en respuesta a cambios en la microestructura del mercado, en el grado de incertidumbre, y en las variables macro.

Como punto de partida, consideraremos la siguiente hoja de balance estilizada para un banco:

Activos	Pasivos
Requerimientos de encaje ( $R$ )	Depósitos vista y cuenta corriente ( $DD$ )
Activos a corto plazo ( $A_S$ )	Depósitos a plazo( $D$ ) <sup>14</sup>
Activos a largo plazo ( $A_L$ )	.....
	Patrimonio ( $E$ )

Los siguientes tres tipos de *spread* se pueden derivar a partir de la hoja de balance anterior:

$$\text{Margen Neto de Interés, } NIM \equiv \frac{r_A A - r_D D}{A},$$

$$\text{donde } A = A_S + A_L \text{ y } r_A = \frac{r_S A_S + r_L A_L}{A}$$

$$\text{Spread Promedio} \equiv r_A - r_D$$

*Spreads* Marginales (de tasas de interés)

$$r_S - r_D \quad (\text{madurez calzada})$$

$$r_L - r_D \quad (\text{largo})$$

*NIM* mide el retorno promedio sobre los activos ( $r_A$ ) en relación con el costo del interés asociado al

financiamiento de esos activos ( $r_D D/A$ ). El *spread* promedio es la diferencia entre el retorno promedio a los activos y el costo marginal de financiamiento de los depósitos a plazo,  $r_D$ . *NIM*, al incluir implícitamente los depósitos a la vista y en cuenta corriente y el patrimonio como fuentes de financiamiento sin costo, es útil como medida de rentabilidad asociada a la cobertura de costos fijos de operación. El *spread* promedio, con su énfasis en el costo marginal de financiamiento de nuevos activos, es una buena medida del costo marginal de intermediación financiera entre quienes piden prestado en bancos y los proveedores marginales de fondos. Ambas medidas son de interés para quienes formulan las políticas relacionadas con la viabilidad de los bancos (capacidad de cubrir sus costos fijos) y la eficiencia marginal de la intermediación financiera.

Los *spreads* marginales reflejan la disponibilidad de los bancos para tomar posiciones de riesgo asociadas a descalces en los plazos de activos y pasivos (financiarse a corto plazo y prestar a largo plazo). Esto, por supuesto, involucra cierta fracción de los activos y pasivos, mientras en el resto se mantiene una posición relativamente calzada (financiarse a corto plazo y prestar a corto plazo). Los *spreads* marginales también reflejan descalces de monedas (o más correctamente unidades de cuenta). Por lo tanto, la información contenida en estas medidas de *spread* no está contenida en las medidas de *spreads* promedio o en el *NIM*. En consecuencia, los *spreads* marginales permiten tener una perspectiva complementaria del proceso de intermediación financiera.

En términos empíricos (los que se revisan con más detalle en la sección III), nuestras medidas de *NIM* y *spread* promedio se basan en datos de los balances y estados de resultados de los bancos, mientras que nuestras medidas de *spread* marginal usan tasas de interés efectivas de colocación y captación. Ambos tipos de datos son directamente reportados a la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras de Chile (SBIF).

### 3. Estimación Empírica de Márgenes de Interés y *Spreads* de Tasas

Comúnmente la especificación de las estimaciones empíricas sobre los determinantes de los márgenes

<sup>14</sup> Con una duración promedio en torno a los 90 días.

de interés se derivan a partir de la siguiente identidad contable:

$$r_A A = r_D D + \text{Otros Gastos Operacionales} + \text{Costos} + \text{Provisiones} + r_E \text{Patrimonio} \quad (1)$$

*Otros Gastos Operacionales* se refiere a los gastos relacionados con los servicios asociados a los depósitos a la vista y en cuenta corriente, menos las comisiones que reciben los bancos por la provisión de servicios financieros “fuera del balance” (*swaps* de tasas de interés, letras de crédito, etc.); *Costos* se refiere a los gastos de apoyo operacional; *Provisiones* corresponde a los gastos incurridos por este concepto, y  $r_E \text{Patrimonio}$  son las utilidades. La identidad anterior nos permite derivar la siguiente expresión, que corresponde a *NIM*:

$$NIM = \frac{r_A A - r_D D}{A} = \frac{\text{Otros Gastos Operacionales}}{A} + \frac{\text{Costos}}{A} + \frac{\text{Provisiones}}{A} + r_E \frac{\text{Patrimonio}}{A} \quad (2)$$

Las regresiones basadas explícitamente en esta identidad son muy comunes.<sup>15</sup> Muchos otros estudios usan esta identidad como base para regresiones que incluyen además otras variables.<sup>16</sup>

#### 4. Enfoque de la Función de Costos en la Estimación de los Spreads

La identidad contable (1) también puede utilizarse para derivar una expresión para los *spreads* basada en que los bancos maximizan sus beneficios. En esta línea existen varios modelos. Uno de los más conocidos es el modelo bancario de Monti-Klein,<sup>17</sup> el cual se basa en el supuesto de que la función de costos de un banco depende del valor agregado de sus activos y de otros factores de producción, tales como capital y trabajo ( $K, L$ ):  $\text{Costos} = C(A; K, L)$ . Suponiendo que cada banco maximiza utilidades, la identidad (1) se puede reescribir de la siguiente forma:

$$\text{Utilidades} = r_A A - r_D D - C(A; K, L) - \text{Provisiones} - \text{Otros Gastos Operacionales} \quad (3)$$

La maximización de utilidades en el contexto de un sistema bancario competitivo implica la siguiente

condición de primer orden (donde  $dD = dA$  en el margen):

$$r_A - r_D = \frac{\partial C(A; K, L)}{\partial A} \quad (4)$$

Esta condición de primer orden significa que para cada banco, el costo marginal de manejar su portafolio de activos debe ser igual al *spread*. Todos los demás componentes de la identidad contable desaparecen, pues involucran utilidades inframarginales. Si el costo marginal es lineal en los activos, entonces la ecuación del *spread* corresponde a la siguiente:

$$r_A - r_D = \beta_1 A + \beta_2 K + \beta_3 L \quad (5)$$

Si en lugar de un sistema bancario competitivo donde los bancos toman las tasas de interés como dadas suponemos que el sistema bancario opera como un monopolio, entonces la maximización de utilidades se traduce en la siguiente condición:

$$r_A - r_D = D \frac{\partial r_D}{\partial D} - A \frac{\partial r_A}{\partial A} + \frac{\partial C(A; K, L)}{\partial A} = \frac{1}{\eta_D} + \frac{1}{\eta_A} + \frac{\partial C(A; K, L)}{\partial A} \quad (6)$$

donde  $\eta_A, \eta_D$  son las semielasticidades asociadas a los activos (préstamos) y a los depósitos

( $\eta_A = -\frac{1}{A} \frac{dA}{dr_A}$ ,  $\eta_D = \frac{1}{D} \frac{dD}{dr_D}$ ), respectivamente. En

un sistema bancario oligopólico, el *spread* será función del número de bancos que participan en el mercado. En particular, bajo el supuesto de una función de costos lineal común a cada banco y de conducta tipo Cournot, el *spread* corresponde a la siguiente expresión (donde  $N$  es el número de bancos)<sup>18</sup>:

$$r_A - r_D = \frac{1}{N} \left( \frac{1}{\eta_A} + \frac{1}{\eta_D} \right) + \beta_1 A + \beta_2 K + \beta_3 L \quad (7)$$

<sup>15</sup> Ver, por ejemplo, Demirgüç-Kunt y Huizinga (1999) y Claessens, et al. (2001).

<sup>16</sup> Ver Ho y Saunders (1981), Sinkey y Carter (2000), Angbazo (1997), y Demirgüç-Kunt, Laven, y Levine (2003).

<sup>17</sup> Este modelo fue paralelamente desarrollado por Klein (1971) y Monti (1972).

<sup>18</sup> Ver Freixas y Rochet (1997).

La ecuación (7) sugiere que los cambios en la concentración del sistema bancario afectan al *spread*, alterando la magnitud de las utilidades oligopólicas, y enfatiza que los incrementos del *spread* están asociados a una disminución del número de bancos y a un incremento del costo marginal de la administración de los depósitos y de los activos. Una medida empírica de concentración bancaria es el índice de Herfindahl calculado en términos de los activos totales. Usando esta última medida, la ecuación (7) se puede reescribir de la siguiente forma:

$$r_A - r_D = \beta_1 A + \beta_2 K + \beta_3 L + \beta_4 \text{Herf} \quad (8)$$

Las estimaciones empíricas de *spreads* que se basan en el enfoque de la función de costos, incluyen a Spiller y Favaro (1984), Barajas, Steiner, y Salazar (1999, 2000), Ruthenberg y Elias (1996) y Corvoisier y Gropp (2001). Nuestras regresiones empíricas se basan en el supuesto de costos marginales lineales en préstamos,<sup>19</sup> utilizando el número de sucursales como una *proxy* para el factor capital, y la razón de préstamos a número de empleados como una *proxy* para el factor trabajo, por lo que la ecuación (8) se puede reescribir de la siguiente forma:

$$r_A - r_D = \beta_1 \text{Participación} + \beta_2 \text{Sucursales} + \beta_3 \text{Préstamos/Empleados} + \beta_4 \text{Herf} \quad (9)$$

## 5. La Incertidumbre

La especificación base de las ecuaciones (8) y (9) se deriva de un enfoque de la función de costos que puede ser aplicado en principio a cualquier industria. Una característica especial de los bancos es que su operación está sujeta a riesgos inherentes a su rol de intermediarios financieros, destacando entre ellos el riesgo de crédito y el riesgo de liquidez.

El riesgo de crédito se refiere a la probabilidad de que un deudor decida no pagar toda o parte de su

deuda. Para hacer frente a este riesgo, los bancos toman ciertas precauciones, como por ejemplo una evaluación *ex ante* de la solvencia del deudor y el monitoreo de este mientras se mantengan saldos insolutos, el requerimiento de garantías y la incorporación de cláusulas que restringen el uso que se le puede dar a los fondos prestados. Esto sugiere dos mecanismos a través de los cuales un mayor riesgo de crédito incrementa el *spread*: i) el uso más intensivo de los recursos productivos de un banco, y ii) el costo asociado a la prima de riesgo.

Los estudios empíricos de *spreads* bancarios generalmente ocupan un indicador de cartera vencida o de provisiones como aproximación al riesgo de crédito. Nosotros ocupamos el índice de riesgo de la cartera de colocaciones que publica la SBIF.

El riesgo de liquidez que enfrentan los bancos es similar al riesgo que enfrenta un *dealer* en los mercados de instrumentos financieros, el cual está asociado a la posibilidad de sufrir pérdidas de capital en su portafolio de activos. Los bancos, por su parte, enfrentan potenciales pérdidas por movimientos en las tasas de interés.

En el modelo de intermediación originalmente planteado por Ho y Saunders (1981), el rol de los bancos es proveer liquidez a los mercados. Esta provisión de liquidez implica por sí misma mantener una posición (ya sea larga, si otorga muchos préstamos, o corta, si toma muchos depósitos). En este modelo, los bancos no pueden calzar los depósitos que toman con los préstamos que otorgan pues reciben los primeros en forma automática de acuerdo con un proceso estocástico. Así, el banco debe considerar el riesgo de descalce de su portafolio  $I = L - D$ , es decir, del inventario neto del banco que es consecuencia de su proceso operativo. En este contexto se puede demostrar que el *spread* óptimo entre la tasa de interés cobrada (préstamos) y pagada (depósitos) viene dado por la siguiente expresión:

$$\text{spread} \equiv r_L - r_D = \frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{2} \rho \frac{\sigma_r^2 Q}{(1+r)} \quad (10)$$

El término  $\alpha/\beta$  corresponde al *spread*<sup>21</sup> que fijaría un banquero con preferencias neutrales al riesgo. El otro término corresponde al premio por riesgo, el cual es proporcional al coeficiente de aversión al

<sup>19</sup> En nuestras regresiones, esta variable de escala es aproximada por la participación de mercado de cada banco en términos de los préstamos totales.

<sup>20</sup> Ver Ho y Saunders (1981) o Freixas y Rochet (1997) para la derivación.

<sup>21</sup> La magnitud de  $\alpha$  y  $\beta$  determina la elasticidad de la demanda de préstamos y de la oferta de depósitos, respectivamente. En consecuencia, la razón  $\alpha/\beta$  provee una medida del grado de poder monopólico.

riesgo ( $\rho$ ),<sup>22</sup> y creciente tanto en la volatilidad de los retornos asociados con las actividades de crédito en las que se involucra el banco ( $\sigma_I^2$ ) como en el tamaño de las transacciones ( $Q$ ). Finalmente, el *spread* es decreciente en el nivel de la tasa de política monetaria ( $r$ ).

El modelo de Ho y Saunders ha sido extendido en varias dimensiones por la literatura. Por ejemplo, Allen (1988) incluyó elasticidades cruzadas de demanda entre productos bancarios induciendo un rol más activo en la administración de los riesgos asociados al descalce del portafolio, y Angbazo (1997) desarrolló un modelo que consideró en forma conjunta los riesgos de crédito y de liquidez. Además, una extensión natural del modelo es permitir a los bancos operar con transacciones tanto en moneda nacional como en moneda extranjera, lo que genera una prima de riesgo asociada a la volatilidad del tipo de cambio.

La incorporación de las consideraciones anteriores nos permite derivar la siguiente ecuación:

$$r_A - r_D = \beta_1 \text{Participación} + \beta_2 \text{Sucursales} \\ + \beta_3 \text{Préstamos / Empleados} \\ + \beta_4 \text{Herf} + \beta_5 \text{Default} + \beta_6 \sigma_r^2 + \beta_7 \sigma_e^2 \quad (11)$$

donde *Default* corresponde al riesgo de crédito,  $\sigma_r^2$  corresponde al riesgo de tasa de interés, y  $\sigma_e^2$  corresponde al riesgo cambiario.<sup>23</sup>

## 6. Otras Consideraciones en la Determinación de los Spreads

De acuerdo con un reporte reciente de una importante agencia norteamericana de clasificación de riesgo, “los factores macroeconómicos están ciertamente entre las fuentes que mayor influencia ejercen en la variación de los *spreads* de crédito.” No obstante, los modelos económicos difieren en su análisis respecto de las consecuencias de los *shocks* macroeconómicos sobre los *spreads* de tasas de interés. En algunos modelos, un *shock* positivo al ingreso disminuye los *spreads* al mejorar el patrimonio neto de los deudores.<sup>24</sup> En otros, un *shock* negativo sobre el valor de las garantías<sup>25</sup> tiene efectos ambiguos sobre los *spreads* de tasas de interés, mientras que un *shock* negativo sobre la tasa de ahorro o un auge crediticio disminuye los *spreads*.<sup>26</sup> Este último resultado se compara con el efecto ambiguo de un *shock* positivo al gasto (el cual

también se puede traducir en un auge crediticio) en otro modelo.<sup>27</sup> Finalmente, hay un modelo que predice que un *shock* negativo de productividad (que podría causar una disminución del ahorro) se traducirá en un aumento de los *spreads* bancarios.<sup>28</sup> Más aún, las rigideces en las tasas de colocación<sup>29</sup> o de captación<sup>30</sup> se traducen en complejidades adicionales respecto de los efectos de *shocks* macroeconómicos sobre los *spreads*, y hacen difícil predecir cuál será el signo y la significancia (económica/estadística) del cambio global.

Debido a la ambigüedad teórica del impacto de los *shocks* macroeconómicos sobre los *spreads* bancarios, solo incluiremos un número muy reducido de variables que a nuestro juicio se conectan claramente con los *spreads* bancarios. La primera es la pendiente de la curva de rendimiento, que nosotros aproximamos por la diferencia entre los retornos de dos bonos emitidos por el Banco Central de Chile (BCC) indexados a la inflación, uno a ocho años plazo (PRC8) y el otro a 90 días (PRBC90). Siguiendo a Gertler y Lown (2000), un incremento de la pendiente de la curva de rendimiento refleja una política monetaria más expansiva, la que induce un aumento de las tasas largas, debido a expectativas de que las tasas cortas se incrementarán en un futuro cercano. De acuerdo con la ecuación (10), el *spread* es decreciente respecto de la tasa de política monetaria. Adicionalmente, los bancos se involucran en transformación de plazos. Por estas dos razones,

<sup>22</sup> Explicaciones tradicionales de aversión al riesgo en la conducta de los bancos incluyen: inhabilidad de diversificar el capital humano o diversificación insuficiente de propiedad, problemas de incentivo como riesgo moral y selección adversa, y costos de quiebra. En términos prácticos, el modelo de intermediación necesita de este supuesto para la existencia del *spread* y para asegurar un tamaño finito del banco.

<sup>23</sup> Ho y Saunders ocupan los márgenes netos de interés como una proxy empírica al *spread* de tasas de interés y diversos ratios contables como proxies para el *spread* neutral al riesgo.

<sup>24</sup> Ver, por ejemplo, Bernanke y Gertler (1989, 1990), donde las firmas que pueden hacer uso de su patrimonio como colateral pagan menores *spreads*, pues esto disminuye los costos de agencia asociados con la capacidad de hacer cumplir los contratos.

<sup>25</sup> Es decir, un *shock* negativo sobre los activos.

<sup>26</sup> Ver, por ejemplo, Holmstrom y Tirole (1997).

<sup>27</sup> En el modelo IS-LM modificado de Bernanke y Blinder (1988), por ejemplo, el *spread* disminuirá inambiguamente luego de un *shock* al gasto si y solo si la demanda de préstamos es suficientemente elástica con respecto a la tasa de interés.

<sup>28</sup> Esto sucede en el modelo de Agenor, Aizenman y Hoffmaister (1999).

<sup>29</sup> Originadas, por ejemplo, por el tipo de relaciones que establecen los bancos con sus clientes en el modelo de Petersen y Rajan (1994).

<sup>30</sup> Originadas, por ejemplo, por diferencias en la concentración de mercados locales como en el modelo de Neumark y Sharpe (1992).

nosotros esperamos un signo positivo para la pendiente de la curva de rendimiento en las ecuaciones relacionadas con el margen de interés neto y el *spread* promedio, aunque para los *spreads* más desagregados —que se basan en operaciones de madurez calzada— el efecto podría ser más débil. La segunda variable macro es la brecha del producto. Esta variable nos permite determinar la relación empírica entre los *spreads* de tasas de interés y el comportamiento cíclico de la economía.

Se incluye también un índice que mide el grado de restricciones a la cuenta de capitales, una variable *dummy* a partir del momento en que se desata la crisis asiática, y una variable *dummy* relacionada con el cambio legal que normó la incorporación de las comisiones en el cálculo de la tasa de colocación. Sobre la base de la identidad contable descrita por la ecuación (2), también incluimos la razón de capital a activos, aunque esta no debería incluirse según el modelo de maximización de utilidades. De esta forma, la especificación a estimar es la siguiente:<sup>31</sup>

$$r_A - r_D = \beta_0 + \beta_1 \text{Gtos. Apoyo} + \beta_2 \text{Cap./Act.} \quad (12)$$

$$+ \beta_3 \text{Default} + \beta_4 \text{Ptmos./Emp.}$$

$$+ \beta_5 \text{Particip.} + \beta_6 \text{Sucurs.} + \beta_7 \text{Herf}$$

$$+ \beta_8 \sigma_r^2 + \beta_9 \sigma_e^2 + \beta_{10} \text{Pend. Curva Rend}$$

$$+ \beta_{11} \text{Brecha} + \beta_{12} \text{Restric. Cta. Cap.}$$

$$+ \beta_{13} \text{Crisis Asia} + \beta_{14} \text{Comisiones}$$

<sup>31</sup> Ver sección III para una presentación más detallada de la especificación econométrica.

<sup>32</sup> Boletín Mensual de Información Financiera. Agradecemos a la Gerencia de Análisis Financiero de la División de Políticas Financieras del BCCh por facilitarnos esta información en forma electrónica.

<sup>33</sup> Esta información es recolectada periódicamente por la SBIF y compartida con el BCCh. Agradecemos a la Gerencia de Análisis Macroeconómico (División de Estudios) del BCCh por facilitarnos esta base de datos en forma electrónica.

<sup>34</sup> Una justificación para cortar la muestra en ese período es que la nominalización de la política monetaria se introdujo en agosto del 2001, lo que trajo una serie de consecuencias tanto en la conducción de la política monetaria como en los mercados financieros. Al respecto, ver Fuentes et al. (2003).

<sup>35</sup> Los bancos con pocas observaciones y los bancos con muchas observaciones extremas en términos de las medidas de *spreads* y márgenes netos no se incluyeron en la muestra. Esto nos deja con 27 bancos ( $i = 1, \dots, N$  y  $N = 27$ ). Como esta es una base de datos mensual, contamos como máximo con 85 observaciones temporales para cada banco ( $t = 1, \dots, T$  y  $T = 85$ ). La base de datos es desbalanceada.

### III. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA

Tal como se enfatiza en la sección II, la medida más común en la literatura empírica para aproximarse al *spread* bancario es el NIM. Una segunda medida, el *spread* promedio, corresponde a la razón entre los ingresos totales por intereses y los activos productivos, menos la razón entre los gastos totales por intereses y los pasivos con costo. Los datos que se utilizan para construir ambas medidas provienen de los balances y estados de resultados de los bancos individuales. En el caso de Chile, la SBIF publica esta información con periodicidad mensual.<sup>32</sup>

Adicionalmente, ocupamos datos sobre tasas de interés efectivas de colocación y captación, desagregados por unidad de cuenta y plazo para cada banco.<sup>33</sup> Esta base de datos comienza en mayo de 1994. Para los propósitos de este estudio, se incluye el período comprendido entre julio de 1994 y julio del 2001,<sup>34</sup> partiendo originalmente con todos los bancos que operan en el sistema bancario durante el período.<sup>35</sup> El cuadro 1 resume el nivel de desagregación disponible.

El uso de tres unidades de cuenta en los mercados financieros de Chile comenzó en la década de los setenta como una respuesta a la alta y persistente inflación. Los depósitos a corto plazo en pesos y los préstamos con una alta tasa de interés nominal eran los principales instrumentos bancarios cuando se liberalizaron los mercados en 1974. Ese mismo año, el gobierno chileno introdujo un mecanismo de indexación a la inflación denominado unidad de fomento (UF). La UF de un mes dado se basa en

CUADRO 1

#### Disponibilidad de Datos de Tasas de Interés Efectivas

Por plazo	Por unidad de cuenta
Menos de 30 días	
30 a 89 días	Peso chileno (peso)
90 días a 1 año	Unidad de fomento (UF)
1 a 3 años	Dólar de EE.UU. (dólar)
Más de 3 años	

CUADRO 2

## Participación de Préstamos y Depósitos

	Peso		UF		Dólar		Total por plazo	
	Ptmos.	Dep.	Ptmos.	Dep.	Ptmos.	Dep.	Ptmos.	Dep.
Menos de 30 días	35.5	-	4.7	-	1.2	-	41.4	-
30 a 89 días	14.2	54.0	8.4	0.9	2.5	10.1	25.1	65.0
90 días a 1 año	9.4	0.2	13.8	29.4	5.2	1.2	28.4	30.8
Más de un año	2.0	0.7	2.8	3.5	0.3	0.0	5.1	4.2
Total por unidad de cuenta	61.1	54.9	29.7	33.8	9.2	11.3	100	100

la variación del índice de precios al consumidor del mes anterior.<sup>36,37</sup>

El cuadro 2 sintetiza las participaciones totales de préstamos y depósitos por plazo y unidad de cuenta.

Una importante característica de los bancos es que se involucran en actividades relacionadas con la transformación de activos, las que incluyen usualmente la transformación de la estructura tanto de plazos como de unidad de cuenta. Las medidas de *spread* basadas en datos contables tienden a juntar todo este tipo de actividades en un promedio único, resultando difícil sacar inferencias respecto de esta importante característica de las operaciones bancarias. Para demostrar este punto, construimos varias medidas de *spread* usando datos de tasas de interés para diferentes plazos y unidades de cuenta. La primera de estas, que denominamos *spread largo*, se define como la diferencia entre las tasas de colocación en pesos para préstamos a más de un año y las tasas de captación en pesos para los depósitos de 30 a 89 días. Los otros tres *spreads* ocupan tasas de interés de colocación y captación a plazos similares (madurez calzada). Para el *spread peso* y el *spread UF* se eligen los plazos más relevantes, de 30 a 89 días y de 90 días a un año, respectivamente.<sup>38</sup> Finalmente, dada la relativa estrechez del mercado para préstamos y depósitos en dólares, que abarca solo el 10% del total de depósitos y préstamos durante el período en estudio, el *spread dólar* incluye todas las colocaciones y captaciones en dólares con una madurez mayor de 30 días y menor de un año, cubriendo cerca de 90% de los préstamos y casi el 100% de los depósitos en dicha moneda.

En resumen, nuestras variables dependientes para los *spreads* bancarios son las siguientes:

1. Margen Neto =  $\frac{\text{Ingreso Total x Intereses} - \text{Gasto Total x Intereses}}{\text{Activos Productivos Totales}}$
2. *Spread* Promedio =  $\left( \frac{\text{Ingreso Total x Intereses}}{\text{Activos Product. Totales}} - \left( \frac{\text{Gasto Total x Intereses}}{\text{Pasivos con Costo}} \right) \right)$
3. *Spread* Largo =  $i_{\text{Ptmos. en Pesos}}^{\text{Más de un año}} - i_{\text{Dep. en Pesos}}^{30-89 \text{ días}}$
4. *Spread* Peso =  $i_{\text{Ptmos. en Pesos}}^{30-89 \text{ días}} - i_{\text{Dep. en Pesos}}^{30-89 \text{ días}}$
5. *Spread* UF =  $i_{\text{Ptmos. en UF}}^{90 \text{ días-1 año}} - i_{\text{Dep. en UF}}^{90 \text{ días-1 año}}$
6. *Spread* Dólar =  $i_{\text{Ptmos. en Dólares}}^{30 \text{ días-1 año}} - i_{\text{Dep. en Dólares}}^{30 \text{ días-1 año}}$

El gráfico 1 muestra la evolución de las medidas de *spread* durante el período muestral. La trayectoria del NIM y el *spread* promedio, ambos basados en datos contables, es mucho más suaves que la del *spread* largo, el *spread* peso, y el *spread* dólar, mientras que la del *spread* UF también es bastante suave debido a que el BCCCh fijaba su política monetaria hasta agosto del 2001 (es decir, durante

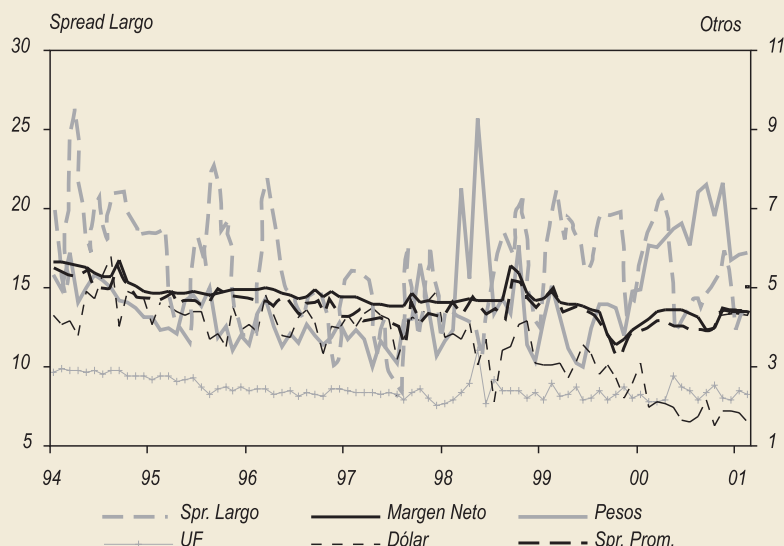
<sup>36</sup> Los incrementos diarios del valor de la UF se basan en un mes distinto del mes calendario (relacionado al encaje de los depósitos), por lo que pueden estar asociados al IPC de los dos meses anteriores.

<sup>37</sup> Los primeros depósitos en UF se introdujeron en 1976, y actualmente los instrumentos financieros indexados a la UF tienen amplia aceptación en los mercados financieros chilenos. Ver el apéndice de Fontaine (1995) para una discusión histórica y sobre los beneficios y costos que esta característica ha tenido para Chile.

<sup>38</sup> Cabe notar que para las colocaciones en pesos, la mayor participación corresponde a créditos a menos de 30 días. Sin embargo, no hay una contraparte a similar plazo para la tasa de interés de captación, pues los depósitos a plazo a menos de 30 días están prohibidos por ley. Por lo tanto, nosotros ocupamos 30 a 89 días, lo que corresponde al plazo con la segunda mayor participación para las colocaciones en pesos.

todo el período muestral) en UF. Los movimientos bruscos en los *spreads* de tasas de interés entre fines de 1997 y durante 1998 están asociados a la crisis ruso-asiática. Finalmente, cabe destacar la diferencia de escala entre el *spread* largo y los otros *spreads*, lo que resalta la importancia de las actividades de transformación de madurez como fuente de ingresos. Con el propósito de organizar la discusión de los resultados de la sección IV, clasificamos las variables explicativas en cinco categorías. La primera corresponde a características bancarias. Estas incluyen pagos de interés implícitos, ade-

**GRÁFICO 1**  
**Medidas de *Spreads***  
**(sistema bancario; porcentaje)**



**CUADRO 3**

**Descripción de Variables**

Variable	Descripción específica	Categoría
Pagos implícitos	Pagos implícitos de interés <sup>a</sup>	<b>Características bancarias</b>
Capital/activos	Capital sobre activos depurados <sup>b</sup>	
Calidad de la cartera	Índice de riesgo de la cartera <sup>c</sup>	
Préstamos/empleados	Colocaciones totales sobre número de empleados	
Volatilidad tasa interés	Riesgo de tasa de interés <sup>d</sup>	<b>Riesgo sistémico</b>
Volatilidad tipo de cambio	Riesgo de tipo de cambio <sup>e</sup>	
Participación	Activos totales banco <sub>i</sub> sobre activos totales sistema bancario	<b>Estructura de la industria bancaria</b>
Sucursales	Número de sucursales	
Concentración	Índice de Herfindahl de las colocaciones totales	
Pendiente curva rendimiento	PRC8 menos PRBC90 <sup>f</sup>	<b>Política económica</b>
Brecha de actividad	Desv. del Log(Imacec <sup>g</sup> ) respecto de su tendencia (filtro HP)	
Controles al capital	Índice de controles a la cuenta de capitales	
Crisis asiática	<i>Dummy</i> que toma valor 1 después de crisis asiática <sup>h</sup>	<b>Variables Dummy</b>
Comisiones	<i>Dummy</i> que toma valor 1 después de cambio legal <sup>i</sup>	

a. Gastos de apoyo operacional + Gastos en comisiones – Ingresos por comisiones. Esta variable tiene por objeto medir el componente de servicios involucrado en las transacciones bancarias.

b. Esta variable se define como: Capital y reservas - Inversión en sociedades y sucursales en el exterior + Provisiones voluntarias + Bonos subordinados como proporción de los Activos totales depurados. Los activos totales depurados corresponden a los activos totales contables menos las cuentas de ajuste y control del pasivo, operaciones a futuro del pasivo y los documentos a cargo de otros bancos (canje).

c. Este índice es calculado por la SBIF y se incrementa a medida que disminuye la calidad de los activos (aumenta el riesgo).

d. Medido como el promedio mensual de la desviación estándar diaria de la tasa interbancaria.

e. Medido como el promedio mensual de la desviación estándar diaria del tipo de cambio observado.

f. Estos corresponden a bonos en UF a 8 años y 90 días emitidos por el BCCh durante el período muestral.

g. El Imacec es el índice mensual de actividad económica.

h. Segundo semestre de 1997.

i. Este cambio legal estableció que la tasa de interés de cualquier préstamo debe incluir las comisiones, lo que fue establecido a mediados de 1999 para préstamos a plazo mayor de 90 días y en el primer trimestre del 2000 para préstamos a plazo menor.

cuación de capital, calidad de los activos, y eficiencia de gestión. Todas estas variables se construyen a partir de datos publicados por la SBIF. Así como la primera categoría de variables da cuenta de características y riesgos idiosincrásicos, la segunda busca controlar por premios por riesgos de tipo sistémico. El tercer grupo de variables está relacionado con la estructura de la industria, y el cuarto con temas que conciernen a la política económica y que típicamente se incluyen en la literatura tanto teórica como empírica sobre *spreads*. Estas corresponden a la relación de los *spreads* con la política monetaria, el ciclo económico y los controles a la cuenta de capitales. Finalmente, se incluyen dos variables *dummy* cuyo propósito es controlar por un par de eventos relevantes que ocurren durante el período muestral. El cuadro 3 contiene la descripción específica de las variables explicativas.

Una pregunta que es importante responder antes de proceder a estimar con datos de panel, es si este tipo de análisis incorpora o no información valiosa. Una forma usual de responder esta pregunta es observando la dispersión de los datos entre bancos y a través del tiempo. El cuadro 4 muestra los coeficientes de variación (la razón entre la desviación estándar y la media) para las variables que involucran datos tanto de corte transversal como de series de tiempo. Para la mayoría de las variables consideradas en nuestro

análisis, la dispersión entre bancos es mucho mayor que la dispersión a través del tiempo. Un resultado similar se ha encontrado para otros países. De acuerdo con Brock y Rojas-Suárez (2000), estas diferencias tan marcadas implican que “focalizarse en variables agregadas para estudiar las variables que determinan los *spreads* bancarios puede conducir a serios errores de interpretación”.

Finalmente, estadísticas descriptivas de las variables dependientes y explicativas incluidas en nuestras regresiones se muestran en el cuadro 5.

La especificación empírica delineada en la sección anterior se puede resumir en la siguiente ecuación:

$$y_{it} = c + \alpha_i + \gamma_1 y_{i,t-1} + \beta' x_{i,t-2} + \phi' z_i + \delta_A d_{Crisis\ Asia} + \delta_R d_{Comisiones} + \delta_S d_{Estacionales} + u_{it} \quad (13)$$

donde  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = 2, \dots, T$ ,  $u_{it}$  *i.i.d.*,  $y_{it}$  es la variable dependiente, es decir, el margen neto, el *spread* promedio, el *spread* largo, el *spread* peso, el *spread* UF, o el *spread* dólar;  $x_{i,t-2}$  es un vector de variables explicativas asociadas a características bancarias,  $z_i$  es un vector de variables explicativas sistémicas o agregadas,  $d_{Crisis\ Asia}$  y  $d_{Comisiones}$  corresponden a dos eventos por los cuales se controla mediante variables *dummy*, y  $d_{Estacionales}$  es un vector de *dummies* estacionales. Finalmente,  $[c, \alpha_i, \gamma_1, \beta, \phi, \delta_A, \delta_R, \delta_S]$  es un vector de parámetros, donde  $\alpha_i$  representa los efectos fijos. Cabe notar que las variables explicativas asociadas a características bancarias, es decir, aquellas que se construyen sobre la base de información publicada por la SBIF, se incluyen con dos rezagos para tomar en cuenta el tiempo que tarda la divulgación de esta información.<sup>39</sup> Los detalles del procedimiento de estimación se incluyen en el apéndice.

#### IV. RESULTADOS

El análisis de los resultados (cuadro 6) se organiza en términos de las cinco categorías de variables definidas en la sección III.<sup>40</sup> Como una breve visión global de los resultados, las mayores diferencias

CUADRO 4		
Coeficientes de Variación		
Variable	Temporal	Transversal
Margen neto	0.16	1.15
<i>Spread</i> promedio	0.17	1.29
<i>Spread</i> largo	0.22	0.29
<i>Spread</i> peso	0.23	0.39
<i>Spread</i> UF	0.12	0.21
<i>Spread</i> dólar	0.21	0.19
Pagos implícitos	0.16	0.86
Capital/activos	0.10	0.85
Calidad de cartera	0.28	0.30
Ptmos./empleados	0.16	0.59
Participación	0.10	1.15
Sucursales	0.12	1.14

<sup>39</sup> Bajo ciertas circunstancias, las variables bancarias fundamentales podrían estar determinadas endógenamente. Esta estructura de rezagos disminuye los potenciales problemas asociados a dicha endogeneidad.

<sup>40</sup> Para detalle, ver cuadro 3.

entre medidas de *spread* basadas en datos contables y las medidas basadas en datos de tasas de interés se producen en las áreas de estructura de la industria y en las concernientes a asuntos de política macro/monetaria.

## 1. Características Bancarias

La variable que mide el pago de intereses implícitos, que se define como la razón de gastos de apoyo operacional menos comisiones netas divididos por activos productivos, se incluye típicamente en las regresiones de márgenes netos de interés. Estos costos y comisiones deben ser cubiertos por las operaciones bancarias, por lo que se espera una asociación positiva con los *spreads*. Por otro lado, mayores costos y comisiones podrían simplemente generar menores utilidades y no estar correlacionados con los *spreads*. El caso de correlación positiva con los *spreads* se podría explicar como un reflejo de

cierto poder de mercado, o bien de que los costos marginales de préstamos más rentables (ya sea más riesgosos o de menor magnitud) son mayores. El cuadro 6 muestra que el NIM y el *spread* promedio, al igual que dos de las cuatro medidas de *spread* de tasas de interés, están positivamente correlacionadas con el pago de intereses implícitos.

La identidad contable del NIM (ecuación 2) dice que las medidas de adecuación de capital deben estar positivamente correlacionadas con el *spread* bancario. Por otro lado, el modelo de maximización de utilidades de un solo período de Monti-Klein descrito por la ecuación (3) sugiere que la adecuación de capital no debe estar correlacionada con el *spread* bancario. El cuadro 6 muestra que el signo del coeficiente que acompaña a la razón de capital sobre activos es en realidad negativo para todas las medidas de *spread*, y estadísticamente significativo para tres

CUADRO 5

### Estadísticas Descriptivas de las Variables Incluidas en las Regresiones

Variable	N° bancos	N° obs.	Media	Desv. std.	Mínimo	Máximo
Margen neto	27	2199	6,7	7,8	0,0	43,4
<i>Spread</i> promedio	27	2199	6,1	8,0	0,0	43,7
<i>Spread</i> largo	27	2206	15,1	6,7	0,0	43,0
<i>Spread</i> peso	27	2206	0,4	0,3	0,0	2,3
<i>Spread</i> UF	27	2206	2,6	0,9	0,3	9,7
<i>Spread</i> dólar	27	2242	4,3	1,4	0,0	10,3
Pagos implícitos	27	2199	2,6	1,7	0,4	12,2
Capital/activos	27	2196	14,3	12,7	4,7	82,0
Calidad de cartera	27	2203	1,6	1,0	0,1	8,9
Ptmos./empleados	27	2203	41,5	25,5	3,4	151,8
Volat. tasa interés		85	2,1	2,3	0,2	12,7
Volat. tipo de cambio		85	48,6	44,8	4,8	318,6
Participación	27	2203	3,5	3,9	0,0	16,6
Sucursales	27	2203	57,2	65,8	1,0	302,0
Concentración		85	8,5	0,8	7,0	9,3
Pdte. curva rendimiento		85	-0,2	1,3	-8,7	1,5
Brecha de actividad		85	0,0	1,7	-4,6	4,0
Controles al capital		85	30,5	21,7	0,0	60,5
Crisis asiática		85	0,6	0,5	0,0	1,0
Comisiones		85	0,3	0,5	0,0	1,0

de ellas. Este resultado puede ser coherente con un enfoque alternativo de maximización de utilidades en el cual la estructura de la hoja de balance de los bancos afecta a los incentivos para tomar riesgos. Así, los bancos menos capitalizados tienen más incentivos a tomar riesgos adicionales (generando mayores *spreads*) como forma de apostar a mayores retornos. Por otro lado, los bancos más capitalizados tienden a otorgar préstamos con criterios más conservadores (generando menores *spreads*) porque hay mayor capital de accionistas en riesgo.

La calidad de los activos se mide mediante un índice de riesgo del portafolio de préstamos calculado por la SBIF. Los resultados de la regresión aparecen en principio como un *puzzle*. Mientras que el *spread* en pesos se incrementa con el índice de riesgo, el

*spread* promedio disminuye (lo mismo indica el coeficiente negativo de los otros *spreads*, aunque en estos casos dicho coeficiente no es estadísticamente significativo). Una posible explicación es que las tasas de captación en Chile son sensibles al riesgo,<sup>41</sup> lo que podría eventualmente dar como resultado una correlación negativa entre la calidad de los activos y los *spreads*, como la que muestra el cuadro 6. De esta forma, los resultados de arriba serían coherentes con los problemas de calidad de los activos concentrados mayoritariamente en los préstamos en pesos, y más leves en los préstamos en UF o en dólares.<sup>42</sup>

<sup>41</sup> Ver Brock y Rojas-Suárez (2000).

<sup>42</sup> Préstamos denominados en UF y dólares son generalmente de mejor calidad que aquellos denominados en pesos, muchos de los cuales corresponden a préstamos de consumo personal o a préstamos para capital de trabajo.

CUADRO 6

**Resultados de la Regresión**  
(método: efectos fijos corregidos por sesgo, errores estándares robustos, MCG ponderado)

	Datos contables		Datos de tasas de interés			
	Margen neto	<i>Spread</i> promedio	<i>Spread</i> largo	<i>Spread</i> peso	<i>Spread</i> UF	<i>Spread</i> dólar
Margen neto <sub>t-1</sub>	0.8758 *					
<i>Spread</i> promedio <sub>t-1</sub>		0.7965 *				
<i>Spread</i> largo <sub>t-1</sub>			0.5938 *			
<i>Spread</i> peso <sub>t-1</sub>				0.4656 *		
<i>Spread</i> UF <sub>t-1</sub>					0.3286 *	
<i>Spread</i> dólar <sub>t-1</sub>						0.6185 *
Pagos implícitos <sub>t-2</sub>	0.0293 **	0.0996 *	0.2749 ***	-0.0047	0.0882 *	-0.0035
(Capital/activos) <sub>t-2</sub>	-0.0020	-0.0114 *	-0.0380 ***	-0.0008	-0.0164 *	-0.0066
Calidad de cartera <sub>t-2</sub>	0.0034	-0.0287 *	-0.0666	0.0130 *	-0.0160	-0.0122
(Ptmos./empleados) <sub>t-2</sub>	-0.0022 *	-0.0045 *	-0.0127	-0.0001	-0.0015	-0.0038 *
Volat. tasa interés	0.0043 *	0.0243 *	0.0022	0.0120 *	0.0189 *	0.0073
Volat. tipo de cambio	0.0005 *	0.0010 *	0.0046 **	0.0001	0.0005 *	-0.0014 *
Participación <sub>t-2</sub>	0.0053 *	0.0122 *	-0.1958 *	0.0028 *	0.0363 *	-0.0105
Sucursales <sub>t-2</sub>	-0.0011 *	-0.0019 *	0.0117 **	-0.0007 *	-0.0046 *	-0.0013 **
Concentración <sub>t-2</sub>	0.0292 *	0.0415 *	0.0081	-0.0037 *	-0.0127 *	-0.0420 *
Pdte. curva rendimiento	0.0100 *	0.0338 *	0.2638 *	-0.0144 *	-0.1244 *	0.0164
Brecha de actividad <sub>6</sub>	0.0237 *	0.0337 *	0.2310 *	0.0047 *	-0.0549 *	-0.0471 *
Controles al capital	-0.0013 *	-0.0028 *	-0.0241 *	-0.0005 *	-0.0031 *	0.0108 *
Crisis asiática	-0.0853 *	-0.1593 *	-0.8824 *	-0.0287 *	-0.0286	0.2489 *
Comisiones			0.6901	0.0793 *	0.1489 *	-0.2656 *
R-cuadrado ajustado	0.5010	0.5588	0.4015	0.3151	0.7916	0.6720

(\*) 1% nivel de significancia. (\*\*) 5% nivel de significancia. (\*\*\*) 10% nivel de significancia. Ver cuadro 3 para definición de las variables.

La eficiencia de gestión se mide mediante la razón de colocaciones totales sobre número de empleados.<sup>43</sup> Nuestros resultados indican un coeficiente negativo y estadísticamente significativo de esta variable en las regresiones asociadas con el NIM, el *spread* promedio, y el *spread* en dólares. Una mayor razón puede ser el reflejo de un procesamiento más eficiente de los préstamos, o bien podría estar asociado al tamaño de los mismos. En ambos casos, el signo negativo es coherente con el enfoque de organización sectorial del modelo de Monti-Klein.

## 2. Riesgo Sistémico

Nuestra *proxy* para el riesgo de liquidez (o riesgo de tasa de interés) que enfrenta la industria bancaria corresponde a la volatilidad de la tasa interbancaria. El coeficiente de esta variable es positivo para todas las medidas de *spread*, y estadísticamente significativo para cuatro de ellas. Estos resultados confirman en forma robusta las predicciones del modelo de intermediación (que ve los bancos como *dealers* de instrumentos financieros).<sup>44</sup> Adicionalmente, usamos la volatilidad del tipo de cambio nominal como una *proxy* para el riesgo cambiario. Los resultados son similares, excepto que la mayor incertidumbre cambiaria está correlacionada con menores *spreads* para las operaciones en dólares.

## 3. Estructura de la Industria

Nuestros resultados indican que el NIM, el *spread* promedio, el *spread* en pesos, y el *spread* en UF están positivamente correlacionados con nuestra variable de escala que corresponde a la participación de mercado

del banco como proporción de los activos totales (tamaño del banco). Estos resultados sugieren que los bancos más grandes tendrían mayor poder de mercado, y por lo tanto mayores *spreads*. Alternativamente, estos bancos podrían estar operando con un tamaño mayor que el óptimo.<sup>45</sup> Por otro lado, el tamaño de los bancos está negativamente correlacionado con el *spread* largo (tasa de colocación en pesos a más de un año menos tasa de captación en pesos de 30 a 89 días). La transformación de la duración de los activos constituye una importante fuente de ingresos para los bancos, que son capaces de asumir este riesgo, en parte por la existencia de un seguro de depósitos. Los resultados de la regresión muestran que los bancos grandes, al cargar un menor premio en el proceso de transformación de plazos de los activos, son más agresivos en relación con esta actividad. Esto podría deberse a una administración de riesgos más eficiente, o a la protección implícita que le otorga el hecho mismo de ser un banco grande, un efecto que en la literatura se conoce como “*too big to fail*”.<sup>46</sup>

El signo del parámetro asociado a las sucursales es siempre negativo, excepto para el *spread* largo. Estos resultados son como una imagen opuesta a los relacionados con la variable tamaño del banco, pues sugieren que los bancos con muchas sucursales compiten más como agentes intermediarios (lo que se traduce en menores *spreads* para operaciones de madurez calzada en pesos, UF y dólares) y no tan agresivamente en la transformación de plazos de los activos (lo que se traduce en un mayor *spread* largo).<sup>47</sup>

La tercera variable dentro de esta categoría de estructura de la industria corresponde a la concentración. En la literatura se distinguen dos hipótesis opuestas respecto del impacto de la concentración en las políticas de precios de los bancos.<sup>48</sup> La hipótesis de estructura-desempeño postula que una industria bancaria más concentrada se comportará de forma oligopolística, mientras que la hipótesis de estructura-eficiencia postula que la concentración producirá ganancias de eficiencia con los bancos más eficientes, absorbiendo los menos eficientes. En términos del modelo de Monti-Klein, una industria bancaria oligopólica debería cobrar mayores *spreads*, mientras que los incrementos de eficiencia (tales como el ahorro de costos laborales) deberían reducir los *spreads*.

Nuestros resultados muestran que el NIM y el *spread* promedio se incrementan con la concentración, pero

<sup>43</sup> Así, costos de administración más elevados podrían traducirse en una caída en este cociente.

<sup>44</sup> Ver, por ejemplo, el modelo original de Ho y Saunders (1981) o extensiones a dicho modelo como las de Angbazo (1997).

<sup>45</sup> Budnevich, Franken y Paredes (2001) proveen evidencia de que los bancos más grandes dentro del sistema bancario chileno podrían estar operando con un tamaño mayor que el óptimo (horizontal y conglomerado), incurriendo en deseconomías de escala o ámbito.

<sup>46</sup> Demasiado grande para fallar. Ver Budnevich y Franken (2003) para un análisis más detallado sobre las consecuencias que tiene el seguro de depósitos en la disciplina de mercado y sobre evidencia respecto del efecto “*too big to fail*” en el sistema bancario chileno.

<sup>47</sup> Alternativamente, el coeficiente negativo podría sugerir que las sucursales bancarias permiten obtener ganancias en eficiencia, pero esto es difícil de conciliar con el resultado que se obtiene para el *spread* largo.

<sup>48</sup> Ver Berger y Hannan (1989).

que el *spread* en pesos, el *spread* en UF y el *spread* en dólares disminuyen con la concentración. Esto sugiere que los bancos prestan servicios de intermediación (operaciones de colocación y captación a plazos similares) a menor costo mientras mayor es la concentración. Sin embargo, el efecto positivo de la concentración en el NIM y en el *spread* promedio sugiere que la concentración también permite incrementar otros *spreads* marginales. Por ejemplo, Fuentes y Basch (2000) dan cuenta de que los bancos de propiedad de nacionales frecuentemente toman posiciones riesgosas con respecto a los movimientos del tipo de cambio.<sup>49</sup>

#### 4. Asuntos Concernientes a las Políticas Macro y Monetaria

Los *spreads* y márgenes de tasas de interés responden a cambios en la política monetaria, en el ciclo económico y en los controles al flujo de capitales. Para capturar la relación de los *spreads* con la política monetaria, este estudio usa la pendiente de la curva de rendimiento. Para capturar la relación de los *spreads* con el ciclo económico se ocupa la brecha del producto. Finalmente, los controles a la cuenta de capitales se incluyen por medio de un índice compuesto que sintetiza las restricciones tanto a la salida como a la entrada de capitales.

El NIM y el *spread* promedio están positivamente correlacionados con los incrementos en la pendiente de la curva de rendimiento. Lo mismo sucede para el caso del *spread* largo, mientras que el *spread* en pesos y el *spread* en UF observan una correlación negativa. Estos resultados sugieren que una pendiente más pronunciada de la curva de rendimiento incrementa el NIM y el *spread* promedio, porque estos reflejan una mezcla de activos y pasivos de corto y largo plazo. Sin embargo, el *spread* en pesos y el *spread* en UF se construyen sobre la base de tasas de interés de colocación y captación de madurez calzada, y están negativamente correlacionados con la pendiente de la curva de rendimiento.

Una mayor pendiente está asociada comúnmente a una política monetaria expansiva, la que, de acuerdo con nuestros resultados empíricos, facilita que los bancos tomen mayores posiciones descubiertas en términos de plazos (riesgo de madurez), pudiendo aumentar los *spreads* respectivos. Por otro lado, nuestros resultados sugieren que, para las operaciones

de madurez calzada, los periodos de política monetaria expansiva se traducen en una reducción de los *spreads*. A nuestro entender, este resultado, que sugiere que una instancia monetaria más expansiva beneficia a los bancos que se involucran en la transformación de plazos, y perjudica a los que mantienen posiciones más calzadas, no ha sido notado aún por la literatura.

Los resultados que se obtienen respecto de la relación entre los *spreads* y la brecha del producto son muy similares a los de la pendiente de la curva de rendimiento recién comentados. En particular, el NIM, el *spread* promedio, y el *spread* largo son todos procíclicos. Entre los *spreads* basados en tasas de interés de colocación y captación de madurez calzada, el *spread* peso también es procíclico, mientras que el *spread* UF y el *spread* dólar son contracíclicos. En la medida en que la pendiente de la curva de rendimiento está positivamente correlacionada con la brecha del producto, la similitud de los resultados no es sorprendente. Sin embargo, en el contexto chileno nos parece útil destacar paralelamente ambos resultados.

Finalmente, entre este grupo de variables se incluyen los controles de capital. El BCCCh impuso en 1991 un encaje no remunerado de tipo selectivo a la entrada de capitales, que permaneció la mayor parte del tiempo en una tasa de 30%, siendo reducido a 0% en 1998. En el mismo período, otros controles cuantitativos y administrativos tanto a la entrada como a la salida de capitales fueron relajados. Esta evolución se captura mediante un índice compuesto construido a partir de las medidas propuestas por Gallego, Hernández y Schmidt-Hebbel (2002). De acuerdo con dicho estudio, un incremento del encaje no remunerado presiona las tasas de captación, reduciendo los *spreads*.<sup>50</sup> Sin embargo, las otras restricciones cuantitativas y administrativas se relacionaban más con la salida de capitales, por lo que el efecto global es difícil de determinar *a priori*. Nuestros resultados indican un relación negativa y

<sup>49</sup> Quisiéramos advertir que, a nuestro juicio, el estudio del efecto de la concentración en los *spreads* bancarios es en sí mismo un tema para un artículo completo, razón por la cual nuestros resultados solo deben ser considerados como una primera aproximación al tema.

<sup>50</sup> Como el encaje incrementa el costo de financiamiento externo para los bancos, estos deben atraer financiamiento interno, lo que hace aumentar las tasas de interés de los depósitos a plazo. Respecto del efecto del encaje en términos de mayores grados de libertad para la política monetaria, y la efectividad de este en el control del volumen de los flujos de capitales, se recomienda leer Le Fort y Lehmann (2003).

estadísticamente significativa entre los *spreads* y este índice compuesto de controles de capital para todos los *spreads*, exceptuando el *spread* en dólares. El signo positivo y la significancia estadística del coeficiente asociado a esta variable en la regresión del *spread* en dólares tiene sentido, toda vez que los controles de capitales restringieron los sustitutos en las transacciones en moneda extranjera, disminuyendo la competencia en ese mercado.

## 5. Variables Dummy

Los eventos relacionados con la crisis ruso-asiática comenzaron a tomar fuerza en la segunda mitad de 1997,<sup>51</sup> por lo cual se incluye una variable *dummy* (0 hasta 1997:2, 1 desde 1997:3 en adelante). Los resultados asociados a dicha variable son virtualmente idénticos a los recién comentados respecto de los controles de capitales, con coeficientes negativos para todos los *spreads* (aunque no significativo para el *spread* en UF) exceptuando el *spread* en dólares. La crisis ruso-asiática produjo una marcada contracción en los flujos de capitales hacia economías emergentes, entre las que se incluyen Chile y el resto de América Latina. Nuestros resultados empíricos indican que las restricciones a los flujos de capitales, ya sea por controles internos o por eventos externos, disminuyen el NIM, el *spread* promedio, el *spread* largo, y los *spreads* de operaciones calzadas tanto en pesos como en UF.

Finalmente, las comisiones en las tasas de préstamos se incluyeron de forma obligatoria tras la regulación introducida a mediados de 1999 para préstamos a un plazo superior a 90 días y en el primer trimestre del 2000 para préstamos a menor plazo. Las regresiones del NIM y el *spread* promedio no incluyen esta variable *dummy* asociada al cambio legal, pues las comisiones se incorporaron desde el principio en el cálculo de dichos *spreads*. Uno debería esperar un incremento en las tasas de los préstamos, y en consecuencia en los *spreads* tras esta modificación en la regulación. Este signo

positivo se obtiene tanto para el *spread* largo como para los *spreads* en pesos y en UF, siendo el coeficiente estadísticamente significativo en estos últimos dos casos. Sin embargo, este coeficiente es negativo (y significativo) para el *spread* en dólares.

## V. CONCLUSIONES

Los estudios de *spreads* bancarios se han basado regularmente en el margen de interés neto como una medida del costo de intermediación. Estudios recientes que hacen uso de la disponibilidad de datos más desagregados de tasas de interés han demostrado el valor agregado que esta información genera en el análisis de la industria bancaria.

En este artículo calculamos márgenes netos de interés (NIM) y *spreads* promedios para cada banco a partir de datos del balance y del estado de resultados. Adicionalmente, hacemos uso de datos de tasas de interés efectivas de colocación y captación por banco en la construcción de *spreads* para operaciones de madurez calzada en pesos, UF y dólares, al igual que un *spread* largo (tasa de interés de colocación a largo plazo menos tasa de interés de captación de corto plazo). Nuestro estudio es el primero en usar conjuntamente datos contables y tasas de interés efectivas para estudiar los determinantes del costo de la intermediación financiera.

Nuestro análisis señala que los *spreads* asociados a operaciones de madurez calzada son conceptualmente similares a los *bid-ask spreads* en los mercados de instrumentos financieros, cuyo estudio original se atribuye a Ho y Saunders (1981). Por otra parte, el *spread* largo captura el premio que los bancos cargan por tomar riesgo de duración, en tanto el NIM y el *spread* promedio mezclan ambos roles, al agregar ingresos y gastos para crear una medida de retorno implícito. Sin perjuicio de lo anterior, el NIM y el *spread* promedio son importantes porque la agregación permite enfatizar la rentabilidad global del negocio de intermediación bancaria.

Nuestros resultados indican que el efecto estimado de la concentración de la industria, el ciclo económico y la política monetaria sobre los *spreads* de tasas de interés bancarias difiere significativamente cuando estos se miden a partir de datos contables en lugar de medirse con datos desagregados de tasas de interés de colocación y captación. Como normalmente se usan

<sup>51</sup> Es importante mencionar que dicho período coincide con la implementación de las normas de Basilea sobre requerimiento de capital en Chile. Sin embargo, creemos que el efecto de la crisis ruso-asiática es mucho más relevante.

las regresiones econométricas sobre *spreads* de tasas de interés bancarias para respaldar las recomendaciones de política económica, nuestros resultados tienen implicancias potencialmente muy relevantes sobre la interpretación de estas. En este sentido, nuestro estudio hace un llamado a la precaución a la hora de interpretar los resultados empíricos sobre los determinantes de los *spreads* bancarios, especialmente si estos últimos se construyen a partir de datos contables. Al mismo tiempo, nuestro análisis muestra cómo la información proveniente de ambas fuentes (estados financieros y tasas de interés) puede combinarse para proveer una perspectiva más completa sobre la conducta de los bancos. Finalmente, si bien nuestros resultados se basan en datos de Chile, estos sugieren la importancia potencial de recolectar este tipo de datos desagregados en otros países.

## REFERENCIAS

- Agénor, P., J. Aizenman y A. Hoffmaister (1999). "Contagion, Bank Lending Spreads and Output Fluctuations." Policy Research Working Paper N°2186. Banco Mundial.
- Ahumada, A. y C. Budnevich (1999). "Evaluación de la Fragilidad del Sistema Bancario en un Ambiente de Estabilidad: Chile 1990-1998." *Economía Chilena* 2(2): 21-37.
- Alessie, R., S. Hochguertel y G. Weber (2001). "Consumer Credit: Evidence from Italian Micro Data." CEPR Discussion Paper N°3071, noviembre.
- Allen, L. (1988). "The Determinants of Banks Interest Margins." *Journal of Business* 62: 501-15.
- Alonso-Borrego, C. y M. Arellano (1999). "Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data." *Journal of Business and Economic Statistics* 17(1): 36-49.
- Angbazo, L. (1997). "Commercial Bank Net Interest Margins, Default Risk, Interest-Rate Risk, and Off-Balance Sheet Banking." *Journal of Banking and Finance* 21(1): 55-87.
- Arellano, M. y S. Bond (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *The Review of Economic Studies* 58: 277-97.
- Barajas, A., R. Steiner y N. Salazar (1999). "Interest Spreads in Banking in Colombia, 1974-1996." *IMF Staff Papers* N°46: 196-224.
- Barajas, A., R. Steiner y N. Salazar (2000). "The Impact of Liberalization and Foreign Investment in Colombia's Financial Sector." *Journal of Development Economics* 63: 157-96.
- Berger, A. y T. Hannan (1989). "The Price-Concentration Relationship in Banking." *The Review of Economics and Statistics* 71: 291-99.
- Bernanke, B. (1983). "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression." *American Economic Review* 73: 257-76.
- Bernanke, B. y A. Blinder. (1988). "Credit, Money, and Aggregate Demand." *American Economic Review* 78(2): 435-39.
- Bernanke, B. y M. Gertler (1989). "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations." *American Economic Review* 79: 14-31.
- Bernanke, B. y M. Gertler (1990). "Financial Fragility and Economic Performance." *Quarterly Journal of Economics* 105: 87-114.
- Berstein, S. y R. Fuentes (2003). "De la Tasa de Política a la Tasa de Colocación Bancaria: La Industria Bancaria Chilena." *Economía Chilena* 6(1): 48-67.
- Bertola, G., S. Hochguertel y W. Koeniger (2002). "Dealer Pricing of Consumer Credit." *Center for Economic Policy Research Discussion Paper* 3160, Londres.
- Bollen, N., T. Smith y R. Whaley (2003). "Modeling the Bid/Ask Spread: Measuring the Inventory-Holding Premium." *Journal of Financial Economics* (por aparecer).
- Brock, P. y L. Rojas-Suárez (2000). "Understanding the Behavior of Bank Spreads in Latin America." *Journal of Development Economics* 63: 113-34.
- Budnevich, C. y H. Franken (2003). "Disciplina de Mercado en la Conducta de los Depositantes y el Rol de las Agencias Clasificadoras de Riesgo: El Caso de Chile." *Economía Chilena* 6(2): 45-75.
- Budnevich, C., H. Franken y R. Paredes (2001). "Economías de Escala y Economías de Ámbito en el Sistema Bancario Chileno." *Economía Chilena* 4(2): 59-74.
- Catao, L. (1998). "Intermediation Spreads in a Dual Currency Economy: Argentina in the 1990s." Documento de Trabajo N°98-90, Fondo Monetario Internacional, mayo.
- Cetorelli, N. y M. Gambera (2001). "Banking Market Structure, Financial Dependence and Growth: International Evidence from Industry Data." *Journal of Finance*, 16(2): 617-48.
- Choi, I. (2001a). "Unit Root Tests for Cross-sectionally Correlated Panels." Mimeo, Kookmin University, Seúl.
- Choi, I. (2001b). "Unit Root Tests for Panel Data." *Journal of International Money and Finance* 20: 249-72.
- Claessens, S., A. Demirgüç-Kunt y H. Huizinga (2001). "How Does Foreign Entry Affect Domestic Banking Markets?" *Journal of Banking and Finance* 25: 891-911.

- Corvoisier, S. y R. Gropp (2001). "Bank Concentration and Retail Interest Rates." Working Paper Series, ECB, N°72.
- Demirgüç-Kunt, A. y H. Huizinga (1999). "Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence." *World Bank Economic Review* 13(2): 379-408.
- Demirgüç-Kunt, A., L. Laeven y R. Levine (2003). "The Impact of Bank Regulations, Concentration, and Institutions on Bank Margins." Documento de Trabajo. Banco Mundial.
- Demsetz, H. (1968). "The Cost of Transacting." *Quarterly Journal of Economics*, 82: 33-53.
- Fontaine, J. (1995). *Chile: La Construcción de un Mercado de Capitales*. World Bank, Washington, D.C.
- Freixas, X. y J. Rochet (1997). *Microeconomics of Banking*. Cambridge: MIT Press.
- Fuentes, R. y M. Basch (2000). "Macroeconomic Influences on Bank Spreads in Chile, 1990-1995." En *Why So High? Understanding Interest Rate Spreads in Latin America*, editado por P. Brock y L. Rojas-Suárez. IDB, Washington, D.C.
- Fuentes, R., A. Jara, K. Schmidt-Hebbel y M. Tapia (2003). "La Nominalización de la Política Monetaria en Chile: Una Evaluación." *Economía Chilena* 6(2): 45-75.
- Gallego, F., L. Hernández y K. Schmidt-Hebbel (2002). "Capital Controls in Chile: Effective? Efficient?" En *Banking, Financial Integration, and International Crises*, editado por L. Hernández y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Gertler, M. y C. Lown (2000). "The Information in The High Yield Bond Spread for the Business Cycle: Evidence and Some Implications." NBER Working Papers N°7549, febrero.
- Goldsmith, R. (1969). *Financial Structure and Development*. New Haven, Yale University Press.
- Greenwood, J. y B. Smith (1997). "Financial Markets in Development, and the Development of Financial Markets." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(1): 145-81.
- Gurley, J. y E. Shaw (1960). *Money in a Theory of Finance*. Brookings Institution. Washington, D.C.
- Hahn, J., J. Hausman y G. Kuersteiner (2002). "Biased-Corrected Instrumental Variables Estimation for Dynamic Panel Models with Fixed Effects." Mimeo, MIT University.
- Hahn, J. y G. Kuersteiner (2002). "Asymptotically Unbiased Inference for Dynamic Panel Models with Fixed Effects when both N and T are Large." *Econometrica* (por aparecer).
- Ho, T. y A. Saunders (1981). "The Determinants of Bank Interest Rate Margins: Theory and Empirical Evidence." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4): 581-600.
- Holmstrom, B. y J. Tirole (1997). "Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector." *Quarterly Journal of Economics*, 112 (3): 663-91.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey y H. Rosen (1988). "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data." *Econometrica* 56: 1371-95.
- Honohan, P. (2003). *Taxation of Financial Intermediaries: Theory and Practice for Emerging Economies*. Oxford University Press, Nueva York
- Im, K., H. Pesaram y Y. Shin (1997). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels." Mimeo, Cambridge University.
- King, R. y R. Levine (1993). Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *Quarterly Journal of Economics* 108 (3): 717-37.
- Klein, M. (1971). "A Theory of the Banking Firm." *Journal of Money, Credit, and Banking* 3(3): 205-18.
- Le Fort, G. y S. Lehmann (2003). "El Encaje y la Entrada Neta de Capitales: Chile en los Noventa." *Revista de la CEPAL*, Diciembre (por aparecer).
- Levin, A. y C. Lin (1992). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties." *Manuscript*, University of California, San Diego.
- McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, D.C., The Brookings Institution.
- McShane, R. y I. Sharpe (1985). "A Time Series/Cross Section Analysis of the Determinants of Australian Trading Bank Loan/Deposit Interest Margins: 1962-1981." *Journal of Banking and Finance* 9: 115-36.
- Monti, M. (1972). "Deposits, Credit, and Interest Rate Determination Under Alternative Bank Objectives." En *Mathematical Methods in Investment and Finance*, editado por G. Szego y K. Shell. Amsterdam: North Holland.
- Neumark, D. y S. Sharpe (1992). "Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market for Consumer Deposits." *Quarterly Journal of Economics*, 107: 657-80.
- Petersen, M. y R. Rajan (1994). "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data." *Journal of Finance* 49(1): 3-37.
- Rajan, R. y Zingales (1998). "Financial Dependence and Growth." *American Economic Review* 88(3): 559-86.
- Ruthenberg, D. y R. Elias (1996). "Cost Economies and Interest Rate Margins in a Unified European Banking Market." *Journal of Economics and Business* 48: 231-49.
- Saunders, A. y L. Schumacher (2000). "The Determinants of Bank Interest Rate Margins: An International Study." *Journal of International Money and Finance* 19: 813-32.
- Schumpeter, J. (1911). *Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle*. Harvard University Press. Cambridge, MA, EE.UU.

- Sinkey, J. y D. Carter. (2000). "Evidence on the Financial Characteristics of Banks that Do and Do Not Use Derivatives." *Quarterly Review of Economics and Finance* 40: 431-49.
- Smith, Adam (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Reproducido en <http://www.econlib.org/library/Smith/smWN.html>.
- Spiller, P. y E. Favaro (1984). "The Effects of Entry Regulation on Oligopolistic Interaction: The Uruguayan Banking Sector." *RAND Journal of Economics*, 15(2): 244-54.
- Stiglitz, J. y A. Weiss (1981). "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *American Economic Review* 71(3): 393-410.
- Stoll, H. (1978). "The Pricing of Security Dealer Services: An Empirical Study of NASDAQ Stocks." *Journal of Finance* 33(4): 1153-72.
- Stoll, H. (1989). "Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests." *Journal of Finance* 44(1): 115-34.
- Stoll, H. (2003). "Market Microstructure." En *Handbook of the Economics of Finance*, editado por G. Constantinides, M. Harris y R. Stultz, North-Holland, Amsterdam (por aparecer).
- Williams, B. (1998). "Factors Affecting the Performance of Foreign-Owned Banks in Australia: A Cross-Sectional Study." *Journal of Banking and Finance* 22: 197-219.

## APÉNDICE

### PROCEDIMIENTO DE ESTIMACIÓN

La mayor parte de la literatura empírica sobre *spreads* impone la restricción  $\gamma_1 = 0$  en (13), es decir, no incluye una variable dependiente rezagada. La inclusión de la variable dependiente rezagada permite controlar por autocorrelación serial de primer orden. Aunque esto parezca trivial, en la literatura tradicional de datos de panel que se basa en teoría asintótica para un número fijo de períodos,  $T$ , y un número grande de firmas,  $N$ , incluir una variable dependiente rezagada viola el supuesto de que los regresores son estrictamente exógenos cuando la regresión incluye efectos fijos. Esto significa que los errores dejan de ser ortogonales con las variables del lado izquierdo, dando origen a un sesgo que puede ser muy severo. El siguiente ejemplo permite ilustrar este problema de coherencia. Supongamos  $T = 3$  y la versión más simple del modelo  $y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i + u_{it}$  con  $u_{it}$  *i.i.d.* Así, para obtener el estimador de efectos fijos se regresiona  $(y_{i3} - y_{i2})$  en  $(y_{i2} - y_{i1})$ . Es decir,  $(y_{i3} - y_{i2}) = \gamma (y_{i2} - y_{i1}) + (u_{i3} - u_{i2})$ . Queda claro que este modelo no está bien estructurado pues  $y_{i2}$  contiene  $u_{i2}$  por definición, estando por lo tanto correlacionados. Se puede demostrar que en este caso particular,  $\text{Plim } \hat{\gamma} = \left[ \frac{\gamma - 1}{2} \right]$ .<sup>1</sup> En palabras, esto significa que el estimador de efectos fijos en un contexto dinámico está severamente sesgado. Este sesgo decrece al incrementarse  $T$ , pero como  $T$  esta fijo en este marco asintótico, el problema del sesgo persistirá.

<sup>1</sup> Un bosquejo de la demostración es la siguiente: partiendo de

$$\hat{\gamma} = \frac{N^{-1} \sum_t (y_{i3} - y_{i2})(y_{i2} - y_{i1})}{N^{-1} \sum_t (y_{i2} - y_{i1})^2} \rightarrow \frac{E[(y_{i3} - y_{i2})(y_{i2} - y_{i1})]}{E[(y_{i2} - y_{i1})^2]}$$

es decir,  $\text{Plim } \hat{\gamma} = \gamma + \frac{E[(y_{i2} - y_{i1})(u_{i3} - u_{i2})]}{E[(y_{i2} - y_{i1})^2]} = \gamma - \frac{\sigma_u^2}{E[(y_{i2} - y_{i1})^2]}$

Finalmente, se debe trabajar en forma retroactiva a partir de  $y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i + u_{it}$  para obtener este resultado.

<sup>2</sup> Esta matriz incluye niveles rezagados no solo de la variable dependiente, sino también de las variables predeterminadas (es decir, variables para las cuales el término de error en el período  $t$  tiene cierta retroalimentación con las realizaciones subsecuentes de sí misma) y diferencias de regresores estrictamente exógenos.

<sup>3</sup> Alonso-Borrego y Arellano (1999) sostienen que los estimadores estándares de GMM sufren de un sesgo sustancial en muestras finitas.

El origen del problema es la presencia de un regresor débilmente exógeno. En el modelo más general  $y_{it} = \beta x_{it} + \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i + u_{it}$ , se supone que  $x_{it}$  es estrictamente exógeno, esto es,

$$E \left[ \begin{pmatrix} x_{i1} \\ \vdots \\ x_{iT} \end{pmatrix} (u_{i1} \dots u_{iT}) \right] = 0, \text{ pero } y_{i,t-1} \text{ es débilmente}$$

exógeno, es decir,

$$E \left[ \begin{pmatrix} y_{i1} \\ \vdots \\ y_{i,t-1} \end{pmatrix} u_{it} \right] = 0. \text{ Esta característica, de acuerdo}$$

con Holtz-Eakin et al. (1988), sugiere un instrumento natural. Sacando la primera diferencia del modelo para remover  $\alpha_i$  se obtiene  $(y_{it} - y_{i,t-1}) = (x_{it} - x_{i,t-1}) \beta + (y_{it} - y_{i,t-1}) \gamma + (u_{it} - u_{i,t-1})$ , ecuación que se puede estimar mediante variables instrumentales.

Suponiendo,

$u_{it}, u_{i,t-1} \perp y_{i,t-2}, y_{i,t-3}, \dots \Rightarrow u_{it} - u_{i,t-1} \perp y_{i,t-2}, y_{i,t-3}, \dots$ , el conjunto de instrumentos viene dado por:

$$E \left\{ (u_{it} - u_{i,t-1}) \begin{pmatrix} x_{i1} \\ \vdots \\ x_{iT} \\ y_{i0} \\ y_{i1} \\ \vdots \\ y_{i,t-2} \end{pmatrix} \right\} = 0$$

Este conjunto de instrumentos es creciente en el tiempo, por lo que deberían existir suficientes instrumentos para la estimación consistente de  $\gamma$  y  $\beta$ . Arellano y Bond (1991) trabajaron con esta idea dentro del contexto dado por GMM, concluyendo que la matriz de instrumentos es potencialmente muy grande.<sup>2</sup> El procedimiento de Arellano y Bond es de uso común en la estimación de paneles dinámicos en el marco asintótico de  $T$  pequeño y  $N$  grande. Sin embargo, a medida que  $T$  aumenta, hay un problema potencial con las restricciones sobreidentificadas, pues el estimador de GMM con muchas restricciones sobreidentificadas tiene un mal desempeño en muestras pequeñas.<sup>3</sup> Además, según Hahn, Hausman y Kuersteiner (2002), si se considera

un estimador de distancia mínima numéricamente idéntico, es posible demostrar que el procedimiento de GMM es equivalente a una combinación lineal de un procedimiento de mínimos cuadrados en dos etapas 2SLS, sobre el cual existe amplia evidencia de sesgo sustancial en muestras pequeñas.

Cabe notar, sin embargo, que en nuestra aplicación particular, el marco asintótico de  $T$  pequeño y  $N$  grande no es muy apropiado. Un marco asintótico alternativo que parece servir mejor a nuestro caso es suponer que  $0 < \lim \frac{N}{T} < \infty$ . Hahn y Kuersteiner (2002) muestran que bajo esta aproximación asintótica alternativa el estimador de máxima verosimilitud (que es equivalente a MCO) de un modelo de panel dinámico con efectos fijos es coherente y asintóticamente normal, pero no está centrado en el valor verdadero del parámetro. Así, el parámetro de no-centralidad captura un sesgo de orden  $O(T^{-1})$ . Sin embargo, el análisis del parámetro de no-centralidad les permite proponer un estimador corregido por sesgo,<sup>4</sup> que es asintóticamente eficiente. Al final del apéndice se incluye un algoritmo para estimar un modelo de panel dinámico con efectos fijos corregido por sesgo en un contexto multivariado.

Una advertencia importante de tener en cuenta para que esta solución relativamente simple se pueda implementar (es decir, que el estimador insesgado sea factible) es que  $y_{it}$  no tenga raíz unitaria. Para determinar lo anterior, ocupamos los siguientes tests propuestos por Choi (2001a):

1.  $P = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (\ln(p_i) + 1)$
2.  $Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i)$
3.  $L^* = \sqrt{\frac{1}{\pi^2 \frac{N}{3}} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)}$

$N$  es el número de firmas incluidas en el panel,  $p_i$  es el valor  $p$  de un test de raíz unitaria<sup>5</sup> y  $\Phi(\cdot)$  es la función de distribución acumulativa normal estándar. Estos tests tienen una distribución asintótica normal estándar.<sup>6</sup>

Dada la ausencia de raíz unitaria en nuestras variables, ocupamos la metodología propuesta por Hahn y Kuersteiner.<sup>7</sup>

### Un Algoritmo para Obtener Estimadores Corregidos por Sesgo en un Modelo de Panel de Datos Dinámico con Efectos Fijos<sup>8</sup>

Suponiendo el siguiente modelo:

$$y_{it} = c + \alpha_i + \gamma_1 + \beta x_{it} + u_{it}$$

donde  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = 2, \dots, T$ ,  $x_{it}$  es un regresor estrictamente exógeno y  $u_{it}$  i.i.d.

1. Eliminar efectos fijos sustrayendo las medias individuales

$$y_{it} - \bar{y}_i = \gamma_1 (y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-}) + \beta (x_{it} - \bar{x}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

$$\text{donde, } \bar{y}_i = (T-1)^{-1} \sum_{t=2}^T y_{it}, \bar{y}_{i-} = (T-1)^{-1} \sum_{t=2}^T y_{i,t-1},$$

$$\text{y } \bar{x}_i = (T-1)^{-1} \sum_{t=2}^T x_{it}.$$

2. Correr la regresión  $y_{it} - \bar{y}_i = \theta_1 (x_{it} - \bar{x}_i)$  llamando a los residuos  $\hat{y}_{it}$ .

3. Correr la regresión  $y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-} = \theta_2 (x_{it} - \bar{x}_i)$  llamando a los residuos  $\hat{y}_{i,t-1}$ .

4. Correr la regresión  $\hat{y}_{it} = \gamma_1 \hat{y}_{i,t-1}$  usando los residuos de las dos regresiones previas, llamando al estimador de esta regresión  $\hat{\gamma}_1$ .

5. Aplicar la siguiente corrección del sesgo a  $\hat{\gamma}_1$  tal que:

$$\hat{\gamma}_1 = \frac{T+1}{T} \hat{\gamma}_1 + \frac{1}{T}$$

Este es el estimador corregido por sesgo de  $\gamma_1$ .

6. Definir  $z_{it} = y_{it} - \bar{y}_i - \hat{\gamma}_1 (y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-})$  y correr la regresión  $z_{it} = \beta (x_{it} - \bar{x}_i)$  para obtener el estimador de  $\beta$ .

<sup>4</sup> Para el modelo univariado  $y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i + u_{it}$  ellos muestran que el estimador corregido por sesgo es  $\hat{\theta} = \frac{T+1}{T} \hat{\theta} + \frac{1}{T}$  donde  $\hat{\theta}$  es el estimador de máxima verosimilitud (MCO) con efectos fijos.

<sup>5</sup> Choi recomienda usar el test de Dickey-Fuller-GLS<sup>m</sup>.

<sup>6</sup> Hay varios otros tests de raíz unitaria para paneles de datos en la literatura, tal como los propuestos por Im, Pesaran, y Shin (1997) y Levin y Lin (1992). Sin embargo, Choi (2001b) muestra que los tests por él propuestos tienen un mejor desempeño en muestras finitas que los dos anteriores.

<sup>7</sup> Los resultados del test están disponibles a pedido.

<sup>8</sup> Agradecemos a Jinyong Hahn y Guido Kuersteiner por proveernos con este algoritmo relativamente simple.