

***El Pass-through* de Tasas de Interés en el Perú: El Enfoque de Datos de Panel Dinámico**

Carlos A. Chumpitaz Garcés[†]

Universidad Nacional Agraria La Molina
Lima-Perú

El presente documento estudia el proceso de *pass-through* de tasas de interés para el caso peruano. Este estudio se lleva a cabo a través de una metodología que últimamente está recibiendo bastante atención por parte de los investigadores, como son los modelos de datos de panel dinámico. Este tipo de modelación nos permitirá modelar la dinámica de tasas de interés capturando la heterogeneidad no observable entre los agentes (bancos). En líneas generales, los principales hallazgos que encontramos son los siguientes. Primero, el coeficiente de traspaso de corto plazo es incompleto y menor a la unidad; mientras que el coeficiente de largo plazo tiene una magnitud mayor a la unidad. Segundo, el riesgo crediticio tiene un impacto negativo sobre el *pass-through* de corto plazo, es decir, al compararlo con el modelo inicial, el grado de traspaso inmediato cae significativamente, evidenciando que a una mayor percepción de riesgo, los bancos no pueden traspasar completamente cualquier variación de la tasa de política (tasa interbancaria) hacia sus tasas bancarias. Finalmente, la dolarización tiene una repercusión sobre los coeficientes de *pass-through* de corto y largo plazo, disminuyendo sus magnitudes, pudiéndose inferir que la dolarización le merma potencia a la política monetaria.

[†] Mis agradecimientos a Juan Pichihua Serna (Universidad Nacional Agraria La Molina) por sus valiosas sugerencias y, de manera especial a, Gustavo Leyva Jiménez (Universidad de Chile) por sus extraordinarios comentarios y apoyo durante la elaboración del presente documento. El contenido de este trabajo de investigación es de mi exclusiva responsabilidad.
Sugerencias y comentarios enviarlas a: carloschumpitaz@speedy.com.pe

I. INTRODUCCIÓN Y MOTIVACIÓN

La política monetaria es una herramienta fundamental en el manejo macroeconómico, tanto en países industrializados y emergentes. Cuando la política monetaria necesita ser restrictiva (expansiva) haciendo que los bancos se ajusten a éstas señales incrementando (reduciendo) sus tasas de préstamos y depósitos. Los consumidores y empresas enfrentarán estos altos (bajos) costos de financiamiento ajustando sus gastos de consumo y de inversión, respectivamente. Así, el banco central afecta el nivel de actividad e inflación, y la eficacia de su política monetaria dependerá de qué tan rápido y en qué grado o magnitud las instituciones bancarias y financieras traspasan los cambios de la tasa de interés de política a sus clientes.

Existen numerosos estudios relacionados a la transmisión de la política monetaria, y en particular, el más estudiado ha sido el canal tradicional de tasas de interés, pero el estudio del traspaso (*pass-through*) de tasas de interés está poco explorado, hoy en día. Varios estudios del mecanismo de transmisión de la política monetaria asumen un *pass-through* de tasas de interés inmediato y completo de las variaciones de la tasa de interés de política (tasa de interés interbancaria) hacia las tasas de interés bancaria (por ejemplo, Bernanke y Gertler (1995); Kashyap y Stein (2000); Altunbas y otros (2002)). Estudios recientes muestran que el *pass-through* podría ser incompleto. Además, el *pass-through* difiere entre instituciones financieras y entre productos financieros, lo cual implica que la efectividad de la transmisión de la política monetaria varía de un segmento a otro dentro del sistema bancario. Asimismo, algunos estudios encuentran que la velocidad de ajuste es diferente dependiendo si las tasas están por encima o por debajo de su nivel de equilibrio de largo plazo.

Por lo mencionado anteriormente, el presente documento de investigación se traza como objetivo estudiar el proceso de *pass-through* de la tasa de interés bancaria para el caso peruano, durante el periodo diciembre del 2001 y noviembre del 2005; periodo en el cual se viene adoptando el esquema de política monetaria de Metas Explícitas de Inflación (*Inflation Targeting*). Brevemente señalaremos que, este tipo de regímenes es un marco de política monetaria adoptado inicialmente por economías industrializadas (Nueva Zelanda es el país pionero en implementar este esquema, seguido por Chile, a inicios de la década de los noventas) en las que el uso de metas intermedias –tipo de

cambio o agregados monetarios- no tuvo los resultados esperados. El establecimiento del *Inflation Targeting* involucra no sólo el anuncio de dichas metas y el uso de mecanismos de rendición de cuentas (*accountability*), además es un marco diseñado para dar transparencia a la relación entre las decisiones de política monetaria y las metas de inflación, respaldado por el compromiso de la estabilidad monetaria¹. Ello ha contribuido a una mayor credibilidad en el manejo monetario y a una menor volatilidad de la inflación.

Es por ello que motivado por las recientes investigaciones relacionadas al tema del *pass-through*, la estabilidad macroeconómica, el efecto de la dolarización sobre la transmisión monetaria, este trabajo trata de responder a la necesidad por parte del banco central de conocer los efectos sobre el nivel de actividad de sus operaciones diarias que realiza para la obtención de sus objetivos.

Específicamente, analizaremos los siguientes puntos. Primero, se calculará el *pass-through* de corto y largo plazo, teniendo en cuenta la tasa de interés activa para préstamos y descuentos comerciales de 91 a 180 días, y la tasa de interés interbancaria. Para ello, a diferencia de otros trabajos empíricos anteriores a éste, empleamos el enfoque de datos de panel dinámico, el cual nos permitirá modelar la dinámica de tasas de interés, así como también capturar la heterogeneidad no observable entre los bancos. Segundo, incluir algunas características de los bancos (v. g. riesgo crediticio y tipo de cliente) y así poder evaluar el grado de rigidez de los bancos, el cual se verá reflejado en el coeficiente de traspaso de la tasa de interés. Finalmente, investigamos si la dolarización tiene algún efecto adverso (pérdida de potencia en la política monetaria) sobre el *pass-through* de tasas de interés.

En general nuestros resultados evidencian, que el *pass-through* de corto plazo es incompleto (coeficiente igual a 0.81), y el *pass-through* de largo plazo es mayor a la unidad (coeficiente igual a 1.09). Cabe anotar que esto es consistente con los resultados que se han obtenido en trabajos anteriores a éste, tanto a nivel local como a nivel internacional.

¹ Actualmente, bajo el esquema del *Inflation Targeting* el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) se compromete a cumplir con una meta de inflación de 2.5 por ciento anual, con un rango de tolerancia de un punto porcentual alrededor de la meta, el cual permite dar flexibilidad a la política monetaria.

En relación al grado de rigidez que presenta la transmisión monetaria, al tener en cuenta dentro del modelo algunas características bancarias (específicamente, el riesgo crediticio), el *pass-through* disminuye a 0.65, evidenciando lo que señala nuestro modelo teórico: que a un mayor incremento del riesgo que perciben los bancos respecto a sus clientes, el perfil de pagos de éstos se empeoran, por lo que los bancos van a estar muy reacios a elevar las tasas de interés de sus productos, al menos en el corto plazo. Pero, en una perspectiva de largo plazo, los bancos van a suavizar este incremento en el tiempo, traspasando completamente el incremento de sus tasas de interés a sus clientes.

Cuando se incluye la variable dolarización dentro del modelo original, se obtiene coeficientes de impacto y de largo plazo menores en relación al modelo estimado en el cual no se toma en cuenta dicha variable. La dolarización por consiguiente merma la efectividad de la política monetaria sobre el espectro de tasas de interés bancarias.

Este documento se organiza de la siguiente manera. En la segunda y tercera sección se plantean los objetivos e hipótesis que guían el desarrollo del trabajo. En las secciones 4, 5, y 6 se presentan la revisión de la literatura relacionada al canal tradicional y al *pass-through* de tasas de interés, la metodología empleada y los resultados obtenidos, respectivamente. Para finalizar, las conclusiones y comentarios finales se dejan para la séptima sección.

II. HIPÓTESIS

2.1. Hipótesis general

Se plantea que, existe la relación dinámica entre la tasa de interés interbancaria y la tasa de interés bancaria, y que el traspaso de corto plazo es, relativamente, más rígido que el de largo plazo.

2.2. Hipótesis específicas

2.2.1. Se propone que, los signos y magnitudes del *pass-through* de corto plazo es positivo y menor a uno; y el *pass-through* de largo plazo es positivo y cercano a la unidad.

2.2.2. Se espera que, los niveles de riesgo crediticio tenga un efecto negativo sobre el coeficiente de impacto y por consiguiente, mayor rigidez de trasladar cambios en la tasa interbancaria a las tasas de interés bancaria en el corto plazo.

2.2.3. Se formula que, el impacto de la dolarización sobre la efectividad de la transmisión de la política monetaria se traduce en una menor potencia del *pass-through* de corto plazo.

III. REVISIÓN DE LITERATURA

3.1. Los mecanismos de transmisión: consideraciones teóricas

La extensa literatura sobre el tema ha reconocido, por lo menos, cinco canales de transmisión de la política monetaria. Cabe decir que varios de estos canales no son mecanismos independientes, sino más bien procesos simultáneos y, en ocasiones, complementarios². Los mecanismos de transmisión que tradicionalmente han sido estudiados responden a las variables que la autoridad económica ha tenido en sus manos para amortiguar el ciclo económico y controlar la inflación; es decir, aquellas vinculadas con la política fiscal y monetaria.

En el caso de esta última, destaca el debate -aún no solucionado- sobre si la política monetaria efectivamente puede afectar a las variables reales. En el caso de que la respuesta sea negativa, el mecanismo de transmisión de este *shock* de política se limita a analizar cómo el incremento (disminución) de la masa monetaria se traduce en un aumento (disminución) del nivel de precios.

Por el contrario si se parte de la premisa de que las variaciones en la cantidad de dinero, además de afectar a los precios, afectan en el corto plazo a las variables reales, entonces esta literatura se encarga de estudiar los procesos específicos a través de los cuales la política monetaria afecta al producto y a la inflación³.

² Esto ha generado muchas dificultades en el terreno empírico. La principal falencia dentro de esta literatura, a escala teórica y empírica, es que no se ha desarrollado un modelo de equilibrio general que aborde de manera simultánea y detallada el comportamiento interrelacionado de los canales de transmisión.

³ Taylor (1995) señala que el canal de tasas de interés es prácticamente el más importante; sin embargo, Bernanke y Gertler (1995) argumentan que el canal de tasa de interés no es suficiente para explicar el mecanismo de transmisión. Artículos más recientes aún no han logrado determinar la importancia relativa de los distintos canales de transmisión.

3.1.1. El canal tradicional: el rol de la tasa de interés

El mecanismo de tasa de interés es el que está implícito en los modelos macroeconómicos tradicionales de determinación de demanda agregada, tales como el IS-LM; de ahí que este mecanismo también sea conocido como el canal tradicional.

En su versión más sencilla, y reflejando las condiciones de una economía cerrada, este mecanismo opera a través del impacto que la tasa de interés tiene sobre la demanda agregada y el producto. La forma como funciona es la siguiente: una política monetaria contractiva, por ejemplo, manifestada a través de un incremento de la tasa de interés nominal de muy corto plazo, que es la que generalmente el banco central puede influenciar, impacta en las tasas de interés reales de plazos mayores, haciendo que se retraigan el consumo de bienes duraderos y la inversión, repercutiendo finalmente en el nivel de actividad.

Específicamente, se puede afirmar que, bajo este mecanismo, la política monetaria opera a través del pasivo de los bancos: una política monetaria contractiva, al reducir el nivel de la cuenta corriente que tienen los bancos en el banco central, origina un alza en la tasa de interés nominal de corto plazo disponible en el mercado. Por lo tanto, en este caso los bancos son un velo; es decir, no se encuentran modelados de manera explícita (al igual que todo el proceso de intermediación financiera), pudiendo incluso ser obviados en la descripción del proceso (Ramsey, 1993; Cecchetti, 1995).

El eje central de este mecanismo descansa en el supuesto de que las tasas de interés nominales de corto plazo impactan sobre las tasas reales de plazos mayores. Sin embargo, ¿Cómo ocurre esto? La respuesta se encuentra en una combinación de rigideces de precios y en el supuesto de que las tasas de largo plazo son un promedio ponderado de las tasas de corto plazo esperadas (Kamin y otros, 1998).

De esta manera, una política monetaria contractiva incrementa la tasa de interés nominal de corto plazo. Además, de acuerdo con el modelo de formación de expectativas de la estructura de plazos, aquella tasa determina el incremento en las tasas de interés de plazos mayores. Y, en la medida en que existen rigideces de precios, ambos incrementos nominales se traducen en cambios en las tasas reales en la misma dirección. Ahora bien,

como el horizonte relevante para las decisiones de inversión de los consumidores (bienes duraderos) y empresas (gastos de inversión) es el mediano y largo plazo, los aumentos de la tasa de interés de estos horizontes disminuyen el consumo y la inversión. En efecto, a esos niveles de costo de capital, algunos proyectos dejan de ser rentables y las opciones de financiamiento se vuelven más costosas. Finalmente, el impacto en el consumo y la inversión se transmite al producto.

Como se puede deducir de la exposición realizada, la importancia de este mecanismo depende no sólo de la capacidad de la política monetaria para influir en las tasas reales de mayores plazos, sino de la sensibilidad del consumo y de la inversión frente a esta variable. Así de la magnitud de este factor va a depender la intensidad y la velocidad de los efectos de este mecanismo (Mies y otros, 2002).

En este canal, la función de los bancos es tan reducida que bien podría prescindirse de ellos sin afectar la manera como opera este mecanismo tradicional. Sin embargo, la realidad muestra ser más compleja que esta suposición, y la teoría del canal crediticio sostiene que el rol de la intermediación financiera puede a la vez reflejar y motivar el surgimiento de algunos fenómenos que no son captados por el mecanismo de tasas de interés. El canal crediticio⁴ nace como respuesta a la interrogante de cómo *shocks* económicos relativamente pequeños son amplificadas en intensidad y duración de manera asimétrica en la economía (Bernanke y otros, 1994; Bernanke y Gertler, 1995).

La existencia de los intermediarios financieros se debe a razones de economías de escala, de ámbito y de una tecnología especial de monitoreo, y ayudan a disminuir los problemas de agencia surgidos por la existencia de prestatarios y prestamistas con información incompleta y asimétrica (James, 1987). Es decir, los costos a los que tendría que incurrir un prestamista para conocer la capacidad y predisposición de repago de un prestatario potencial son tan elevados que desincentivarían gran parte de las colocaciones de préstamos. En contraste, los bancos tienen la capacidad de hacer esta labor a un menor costo social. No obstante, el costo no se elimina, y ello lleva a que el financiamiento externo -a través de préstamos bancarios- al que tienen acceso los

⁴ Los primeros modelos vinculados al canal crediticio se desarrollaron sobre la base de la sustituibilidad imperfecta entre activos financieros y reales, mientras que los desarrollos recientes se basan en la sustituibilidad imperfecta entre activos financieros. Sobre este último tema resulta interesante revisar el trabajo seminal de Bernanke y Blinder (1988).

agentes sea, en términos generales, mayor que el financiamiento interno -a través de la reinversión de utilidades y de la emisión de bonos y acciones. Esta diferencia en el costo de financiamiento se conoce como la prima por financiamiento externo⁵.

Se puede concluir, con lo dicho hasta el momento, que el impacto de la política monetaria en la economía real depende de cómo los cambios en la tasa de interés de política, o una variable *proxy*, son transmitidas a las tasas de interés bancarias. Dos aspectos son cruciales para la transmisión de las decisiones de política monetaria y que a la vez determina la eficiencia de la misma: la velocidad y la magnitud o grado en que los cambios en la tasa de interés de política afectan al costo del capital.

El enfoque para realizar dicho análisis, y como lo recomienda la extensa literatura especializada, es a través del análisis del *pass-through* o traspaso de los movimientos de la tasa de política monetaria (o de la tasa interbancaria, en algunos casos) sobre las tasas de interés bancarias de distintos tipos y plazos. La mayoría de los documentos que se enfocan en tal análisis han generalizado el empleo de la metodología de cointegración bajo el supuesto que las series en cuestión comparten una relación de equilibrio de largo plazo. La estimación de modelos de corrección de errores, aplicable a esta metodología, permite contar con estimados de la magnitud y la velocidad del traspaso del efecto provocado por cambios en la tasa de interés de política monetaria (Leyva, 2004).

La literatura teórica y empírica sobre el *pass-through* de tasa de interés, se ha centrado en tres aspectos: la explicación teórica de la rigidez de la tasa de interés, el grado de competencia en el sector bancario, y la relación del *pass-through* con el sistema financiero, que a continuación explicaremos.

⁵ Para un estudio amplio y detallado de los demás canales que conforman los mecanismos de transmisión de la política monetaria, véase Loveday y otros (2003).

3.2. Aspectos teóricos de la rigidez de la tasa de interés

Lowe y Rohling (1992) señalan que la explicación de la rigidez de precios en los mercados de bienes y servicios es aplicable a los mercados financieros. Siguiendo su enfoque, podemos distinguir cuatro teorías al respecto: costos de agencia, costos de ajuste, costos de cambio (*switching costs*) y co-participación del riesgo (*risk sharing*).

3.2.1. Costos de agencia

Estos costos se incrementan debido a la información asimétrica. Los bancos no pueden distinguir entre proyectos riesgosos y menos riesgosos. Por consiguiente, si los bancos incrementan las tasas de interés activas podrían atraer prestatarios riesgosos (selección adversa) o el incremento otorgaría incentivos adversos a los prestatarios a elegir proyectos con mayor riesgo (riesgo moral)⁶. En otras palabras, el ingreso esperado de los bancos podría, de hecho, disminuir cuando ellos aumentan sus tasas de interés activas. Por lo tanto, los bancos determinarán las tasas de interés por debajo de la tasa de interés de equilibrio del mercado y racionando por consiguiente el crédito⁷.

3.2.2. Costos de ajustes

Cottarelli y Kourelis (1994) sostienen que el sector bancario afronta costos de ajuste cuando las tasas de interés se modifican. Un banco maximizador de utilidades cambiará la tasa de interés solo si los costos de ajuste son menores a los costos de mantener la tasa de interés en desequilibrio. Estos costos están relacionados directamente a la elasticidad de la demanda de préstamos bancarios. La demanda de préstamos bancarios es menos elástica en mercados donde existe poca competencia y altas barreras a la entrada. Además, los bancos no ajustarán sus tasas de interés si ellos perciben que el cambio en la tasa de interés interbancaria o tasa de mercado monetario es solo temporal.

⁶ Véase Stiglitz y Weiss (1981).

⁷ Sin embargo, este resultado de la rigidez de la tasas de interés no necesariamente se mantendrá cuando el crédito no es racionado. Para más detalle, véase Bondt (2002).

3.2.3. Costos de cambio

Los costos de cambio⁸ (*switching costs*), pueden incrementarse cuando los clientes bancarios consideran cambiarse a otra entidad bancaria, por ejemplo cuando el cliente tiene la intención de transferir sus depósitos de ahorros de un banco a otro. La búsqueda de información de las características crediticias de los clientes es una actividad costosa, por lo que el banco transfiere esos costos al cliente. Klemperer (1987) señala que generalmente la existencia de costos de cambio origina segmentación de mercado y reduce la elasticidad de la demanda⁹.

3.2.4. Co-participación del riesgo

Fried y Howitt (1980) sostienen que los prestatarios pueden ser más adversos al riesgo que los accionistas de un banco. Como el prestatario es adverso, éste preferirá tasas de interés estables. El banco por consiguiente cobrará una tasa de interés variable menor a la de su costo marginal, por lo que es compensado con una tasa de interés mayor (prima de riesgo).

3.3. Competencia en el sector bancario

Las elasticidades relativas de la oferta y demanda de préstamos son determinantes importantes de la magnitud o grado en que los movimientos de la tasa de interés son traspasados a los clientes. Si uno piensa en un cambio en la tasa de interés interbancaria como un cambio exógeno en el costo marginal de fondos de las instituciones financieras, entonces la elasticidad de oferta y demanda de fondos prestables, determinará la proporción de ese cambio en el costo que es traspasado al consumidor o absorbido por la institución financiera. En estructuras de mercados monopólicos u oligopólicos, generalmente no habrá una correspondencia exacta de un

⁸ Referidos a costos de búsqueda y adquisición de información, y a costos administrativos.

⁹ Los costos de información asimétrica probablemente tienen efectos de largo plazo, mientras que los costos de cambio juegan un rol en el proceso de ajuste de corto plazo de las tasas de interés bancarias.

movimiento de las tasas de interés bancarias como respuesta a cambios en la tasa de interés interbancaria.

3.4. Relación entre la rigidez de la tasa de interés y el sistema financiero

Varios estudios han examinado el vínculo entre las diferencias del *pass-through* y el sistema financiero. Cottarelli y Kourelis (1994) obtienen un efecto negativo de cinco variables de la estructura financiera en el *pass-through*: la ausencia de un mercado monetario para instrumentos negociables de corto plazo, la volatilidad de la tasa del mercado monetario o interbancario, restricciones al flujo de capitales internacionales, la existencia de barreras a la entrada y la propiedad pública del sistema bancario.

Otro determinante que es discutido frecuentemente en la literatura es la importancia del banco. Acorde al punto de vista crediticio, la dimensión de una institución bancaria refleja su capacidad para acceder a fuentes alternativas de refinanciamiento, y así contrarrestar los efectos de las acciones de la política monetaria. Por consiguiente, los bancos pequeños, cuyas tenencias de depósitos declinan tras una política monetaria contractiva, son incapaces de obtener un financiamiento adicional en el mercado para mantener sus colocaciones en un nivel mayor¹⁰.

¹⁰ Véase Weth (2002)

3.5. Evidencia empírica

En la literatura empírica encontramos dos tipos de estudios, aquellos que analizan los mecanismos de transmisión de la política monetaria empleando información entre países (*cross-country*) y aquellos que aportan evidencia haciendo uso de datos de series de tiempo para países específicos¹¹. El primer grupo, calcula los efectos de impacto y largo plazo, para diferentes países, y luego se relaciona sus principales hallazgos con variables macroeconómicas y variables del sector financiero, para las diferentes economías incluidas en la muestra. El segundo grupo, consiste en realizar un análisis individual, por país, y verificar si existen diferencias en la transmisión de la política monetaria en el tiempo y para diferentes tasas de interés. El principal propósito de ambos tipos de investigaciones es tomar el impacto de los aspectos institucionales de la transmisión de la política monetaria.

Uno de los primeros estudios empíricos del *pass-through* de tasa de interés es el de Cottarelli y Kourelis (1994). En este estudio se estima un modelo de corrección de errores para 31 países¹². Ellos encuentran diferencias importantes en los coeficientes de impacto¹³ para los países bajo estudio, pero el coeficiente de largo plazo tiende a uno en muchos de los casos. En segundo lugar, ellos correlacionaron los coeficientes diferentes con las variables que podrían explicar las divergencias entre los países. El principal hallazgo es que el coeficiente de impacto está altamente correlacionado con la estructura del sistema financiero. Específicamente, la tasa de interés activa llega a ser más flexible cuando: las barreras a la entrada al sistema financiero son bajas, la participación de la propiedad privada en el sistema bancario es alta, las restricciones al flujo del capital internacional no existen y cuando existe un mercado para instrumentos negociables de corto plazo.

Una implicancia de política importante obtenida por Cottarelli y Kourelis es la trascendencia de la tasas de descuento o tasa de política monetaria como un instrumento de política. En general, ellos consideran que los cambios en la tasa de descuento son interpretados como una señal que ayuda a reducir el grado de rigidez, especialmente en aquellas economías con un sistema financiero débil.

¹¹ La técnica de datos de panel está tomando una relativa importancia en los dos tipos de estudios.

¹² En la muestra se incluyó países desarrollados y emergentes.

¹³ En adelante, el coeficiente de impacto es el efecto de corto plazo.

Borio y Fritz (1995) examinan la relación entre la tasa de interés interbancaria y la tasa de interés activa para un grupo de países de la OCDE (Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico). Gran Bretaña, Países Bajos y Canadá muestran un coeficiente de impacto mayor (por encima de 0.7), mientras que en España, Japón, Italia y Alemania exhiben un grado de rigidez más alto. Empero, el *pass-through* de largo plazo es más homogéneo para el grupo de países y cercano a la unidad. Los autores sostienen que la diferencia en los resultados para los diferentes países puede ser afectado por el tipo de tasas de interés disponibles. En realidad, la tasa de interés para los clientes preferenciales tiende a ser ajustada más rápido que las otras tasas de interés.

Benoit Mojon (2000) analiza la transmisión de política monetaria para los países de la Unión Europea. El autor busca las incidencias de las estructuras financieras diferentes en la rigidez de la tasa de interés bancaria. Como Cottarelli y Kourelis, el autor encuentra grandes diferencias en los coeficientes de corto plazo para los diferentes países, los cuales fluctúan entre 0.5 para el caso italiano y 0.99 para los Países Bajos. El coeficiente de *pass-through* es menor, mientras más alta sea la volatilidad de la tasa de interés interbancaria y menor sea la competencia entre fuentes de financiamiento (grado de desintermediación financiera). La competencia entre bancos reduce las asimetrías dentro del ciclo de tasa de interés; es decir, la magnitud del coeficiente del *pass-through* es afectado en menor medida por un cambio ascendente en la tasa de interés, comparado a un cambio descendente.

Otro ejemplo es provisto por Bondt (2002), quien estima un modelo de corrección de errores para la zona del Euro como un todo. En su análisis, las tasas de interés activas y pasivas de diferentes vencimientos son contrastados con los rendimientos de los bonos soberanos de vencimientos similares. El autor encuentra que el *pass-through* es incompleto en el corto plazo, alcanzando solo 0.5 en un mes, tanto para tasas activas y pasivas; pero es completo en el largo plazo, principalmente para las tasas de interés activas.

Toolsema y otros (2002) analizan el *pass-through* de tasa de interés calculado para seis países de la zona del Euro y su evolución en el tiempo. Ellos quieren responder a la pregunta si el *pass-through* ha llegado a ser muy parecido en aquellos países; es decir, si existe convergencia en la transmisión de la política monetaria. Este es un tema

importante. Algunas de las críticas sobre la Unión Monetaria y Económica, han sostenido que las asimetrías en la transmisión monetaria entre los países en la zona del Euro podrían seriamente obstaculizar la política monetaria del Banco Central Europeo (Dornbusch, 1998).

En Espinosa-Vega y Rebucci (2003) se hace un análisis comparativo del *pass-through* de tasa de interés del mercado monetario a la tasa de interés bancaria en Chile, Estados Unidos, Canadá, Australia, Nueva Zelanda y cinco países europeos. Usando un modelo de corrección de errores, los autores concluyen que, al igual que en la mayoría de los países estudiados, la medida de traspaso o *pass-through* en Chile es incompleta. Finalmente, afirman que no encuentran evidencia significativa de asimetría entre estados del ciclo de política monetaria o de la tasa de interés.

Crespo-Cuaresma y otros (2004) estudian las características del *pass-through* en la República Checa, Hungría y Polonia, haciendo uso de modelos autoregresivos de retardos distribuidos (ARDL). Diferencias importantes fueron encontradas entre países como también entre tasas de interés de mercado, elasticidades de largo plazo de las tasas de interés a cambios en la tasa de política monetaria. Mientras que el *pass-through* parece ser completo en Polonia para todas las tasas de interés de mercado bajo estudio, es completo solo para algunas tasas de interés de mercado en Hungría e incompleta en la República Checa, con la excepción de las tasas interbancarias.

El trabajo de Di Lorenzo y otros (2005) propone una metodología para endogenizar quiebres estructurales (después del inicio del EMU¹⁴) en el cálculo del *pass-through*. Los resultados de la investigación econométrica para Italia y Portugal muestran que el *pass-through* de las tasas activas de corto plazo es mucho menor en el periodo post-quiebre, y menor a la unidad. Además, tal investigación señala que el EMU no ha implicado en su inicio una transmisión monetaria eficaz, para el caso italiano.

El segundo grupo de estudios concentra sus análisis para países específicos. Siguiendo el documento de trabajo seminal de Cottarelli y Kourelis (1994), Cottarelli, Ferri y Generale (1995) estudiaron por qué la transmisión de la tasa de política monetaria es

¹⁴ Por sus siglas en inglés, Unión Monetaria Europea.

muy lenta en Italia. Ellos encontraron que el alto grado de rigidez es explicado por las restricciones a la competencia en el sistema bancario y financiero. En general, los bancos que operan en mercados más competitivos tienden a trasladar los cambios de la tasa de interés interbancaria hacia las tasas de interés bancarias con mayor rapidez. Esta conclusión está basada no solamente en la comparación internacional del sistema financiero italiano con el resto de países. La rigidez de la tasa de interés tiende a declinar con la liberalización financiera en Italia y lo que es consistente con los resultados empleando datos a nivel micro para bancos y regiones diferentes.

Philip Lowe (1995) explora la relación entre la tasa efectiva¹⁵ y las tasas de interés del mercado monetario, tasas de bonos y tasas de interés que cobran y pagan los intermediarios financieros, en Australia. El autor presenta estimaciones del grado de *pass-through* promedio de cambios de la tasa efectiva sobre las demás tasas. Además, presenta un modelo del *spread* entre tasas activas bancarias y la tasa efectiva, y luego emplea el modelo para analizar los desarrollos en los *spreads* de las tasas activas bancarias en los recientes años.

Para el caso de España, Manzano y Gálmez (1996) emplean una base de datos interesantes que permite analizar la velocidad de ajuste de la tasa de interés para cada tipo de bancos. Ellos definen cuatro grupos de instituciones financieras: bancos nacionales especializados en banca comercial, bancos de ahorros, bancos extranjeros y bancos comerciales. El grado de respuesta de la tasa de interés de corto plazo a cambios en la tasa de interés interbancaria varía en gran medida entre los grupos de 0.25 a 0.75 en el coeficiente de corto plazo. En el largo plazo, con la excepción de los bancos de ahorros, los grupos tienen un coeficiente de impacto mayor a uno. En el caso de los bancos de ahorros el coeficiente es estrictamente menor a la unidad. De otro lado, la tasa pasiva ostenta un mayor grado de rigidez en el corto plazo y en el largo plazo. El coeficiente de impacto se encuentra en un intervalo de 0.2 a 0.46, y el impacto total varía entre 0.63 y 0.81.

Moazzami (1999) confirma que la rigidez de la tasa de interés en los Estados Unidos fue mayor que en Canadá durante los años setentas y ochentas. Sin embargo, el grado de

¹⁵ La política monetaria australiana esta dirigida a afectar la tasa de interés que se paga sobre los fondos overnight (*cash rate*, en inglés).

flexibilidad ha variado, para ambos países, en dirección opuesta a partir de los noventa. De esta manera, el *pass-through* de corto plazo converge alrededor de 0.4 para Estados Unidos y Canadá. El autor atribuye estos cambios al mayor ambiente competitivo para el sistema bancario estadounidense y en menor medida para el sistema bancario canadiense.

Winker (1999) adopta un modelo de selección adversa y un modelo de precio-costo marginal para encontrar una ecuación empírica, donde las tasas de interés (activa y pasiva) dependan de la tasa de interés interbancaria en el largo plazo, pero no en el corto plazo debido al problema de selección adversa. El autor se justifica basándose en el mismo argumento que la menor velocidad de ajuste de la tasa activa hacia su nivel de largo plazo comparado con la tasa pasiva, hace que el coeficiente de corto plazo para las tasas activas sea mucho más pequeño que el de las tasas pasivas. Winker proporciona evidencia de su modelo para el caso de Alemania.

Para el caso irlandés, Brendin y otros (2001) examinan la magnitud en que los cambios en la tasa de interés del mercado monetario son traspasados a un número de tasas de préstamos bancarios entre 1980 y 2001. Además, analizan la velocidad de ajuste de éstas tasas bancarias con respecto a tales cambios en la tasa del mercado monetario.

El caso chileno es analizado por Berstein y Fuentes (2003), en que muestran evidencia para la industria bancaria chilena, concluyendo que hay algún grado de rigidez en el ajuste de la tasa de préstamos a cambios en la tasa de política. Sin embargo, los autores señalan que Chile está entre los países que tienen una tasa de interés más flexible. Usando datos de bancos individuales, identifican características de los bancos que podrían afectar el grado de rigidez. Hechos estilizados y las estimaciones de datos de panel dinámico sugieren que los bancos con proporciones de cartera vencida más bajas y un mayor número de personas dentro de su portafolio se ajustan más rápido a los movimientos de la tasa de política.

En Humala (2003), se analiza la relación entre la tasa de interés de mercado (interbancaria) con diferentes tasas de interés activas de corto plazo para calcular el proceso de *pass-through* de tasas de interés en el sistema bancario de Argentina. Para capturar los efectos de crisis financieras domésticas e internacionales sobre este

mecanismo de transmisión, el *pass-through* de tasas de interés es modelado empleando un sistema de regímenes cambiantes endógenos, *endogenous (Markov) switching-regime system*. Estos modelos permiten no linealidades en el proceso de ajuste de las tasas de interés activas ante variaciones de la tasa de interés interbancaria.

En el trabajo de De Graeve y otros (2004) se analiza el traspaso de las tasas de mercado monetario a las tasas de interés bancarias a nivel individual para el mercado bancario belga. Los autores analizan la importancia de la heterogeneidad en el comportamiento de fijación de precios por parte de los bancos y que deberían ser tomados en cuenta al analizar el *pass-through*. Los autores investigan los determinantes específicos bancarios de la heterogeneidad en el *pass-through* de tasas de interés. Ellos encuentran un rol importante para el capital, liquidez y participación de mercado y relacionan estos resultados a los diferentes canales en la transmisión de la política monetaria.

Horváth y otros (2004) estudian el caso de Hungría empleando modelos de corrección de errores (MCE) y modelos autoregresivos de umbral (TAR, siglas en inglés) para capturar no-linealidades, empleando datos a nivel agregado e individual (por bancos). Acorde a los resultados del MCE lineal, el mercado de préstamos corporativos ajusta sus precios completa y rápidamente respecto a algún cambio de la tasa de mercado monetario de corto plazo. Respecto a los depósitos y préstamos a las familias el *pass-through* se caracteriza por ser incompletos y presentar cierta rigidez. Con respecto a los modelos TAR se infiere que la velocidad de ajuste de las tasas bancarias depende del tamaño de los cambios de la tasa de mercado monetario y de la distancia de las tasas bancarias respecto de su nivel de equilibrio de largo plazo.

Para sintetizar la literatura empírica vista líneas arriba, a continuación se presenta la siguiente tabla.

Tabla [1] Revisión de literatura

Casos entre países	Grado de Transmisión	Principales conclusiones
Cottarelli y Kourelis (1994) Muestra: 31 países	Corto plazo: 0.06 a 0.83 Largo plazo: 0.59 a 1.48; con un promedio igual a 0.97	El grado de flexibilidad incrementa con la eliminación de las restricciones al flujo de capitales, menor barreras a la competencia, propiedad privada en el sector bancario y la existencia de instrumentos de corto plazo.
Borio y Fritz (1995) Muestra: 12 países de la OCDE	Reacciona a un cambio simultáneo de la tasa de interés interbancaria y de política	El tipo de tasa de interés empleada podría explicar las diferencias entre países. En algunos países se empleó la tasa preferencial y en otros casos se tomo la tasa de interés bancario.
Benoit Mojon (2000) Muestra: Datos de Panel para 6 países europeos	Corto plazo: 0.5 (Italia) a 0.99 (Países Bajos) Largo plazo: cercano a la unidad, para todos los países.	La flexibilidad de la tasa de interés aumentará con una menor volatilidad de la tasa de interés de la política monetaria, una mayor competencia en el sistema bancario.
Gabe de Bondt (2002) Muestra: Países de la Unión Europea	Corto plazo: 0.5; en promedio para todos los países Largo plazo: cercano a la unidad	El mayor aumento en el <i>pass-through</i> se ha debido a la introducción del euro, además del mayor nivel competitivo en el sector bancario, y una disminución de los costos de información asimétrica y otros.
Toolsema y otros (2002) Muestra: 6 países de la zona Euro	Corto plazo: 0.085 a 0.879 Largo plazo: 0.710 a 1.027	A pesar de las grandes diferencias en el <i>pass-through</i> , tanto en el corto plazo y largo plazo, existe por lo menos alguna evidencia de la convergencia de la transmisión de la política monetaria.
Espinosa-Vega (2003) Muestra: 10 países	Corto plazo: 0.30 a 0.86 Largo plazo: 0.56 a 1.01	No hay evidencia de la existencia de asimetría en el <i>pass-through</i> para el caso chileno, pero si hay evidencia para el caso estadounidense. Una razón de la existencia de asimetría es la presencia de poder de mercado bancario.
Crespo-Cuaresma y otros (2004) Muestra: República Checa, Hungría y Polonia	Largo plazo: 0.80-0.95; en promedio.	El traspaso parece ser completo en Polonia para todas las tasas de interés, es solo completa para algunas tasas en Hungría e incompleta en la R. Checa, a excepción de las tasas interbancarias.
Di Lorenzo y Marotta (2005) Muestra: Italia y Portugal	Largo plazo: 0.9 (Italia, pre-quebre) Largo plazo: 0.7 (Italia, post-quebre) Corto plazo: 0.2 (Italia, post-quebre) Corto plazo: 0.3 (Italia, pre-quebre) Largo plazo: 0.7 (Portugal, post...) Largo plazo: 1.3 (Portugal, pre...)	Los resultados econométricos muestran que el EMU no ha implicado una transmisión monetaria eficaz en el caso italiano.

Tabla [1] Revisión de literatura (continuación)

Casos por país	Grado de Transmisión	Principales conclusiones
Cottarelli y otros (1995) País: Italia	Corto plazo: 0.07 Largo plazo: 0.92	El grado de rigidez está inversamente relacionado con el grado de competencia y liberalización financiera.
Philip Lowe (1995) País: Australia	Corto plazo: 0.68-0.88 Largo plazo: 0.87-0.97 (para el caso de las tasas de mercado monetario de corto plazo)	Para algunas tasas de interés, el <i>pass-through</i> es completo e instantáneo, mientras para las otras, es incompleto y lento. Poniendo una atención particular el rol que juegan la estructura de los pasivos de los bancos, probabilidades de <i>default</i> y cambios en el grado de competencia.
Manzano y Galméz (1996) País: España	Corto plazo: 0.25-0.75 (tasa activa) y 0.20-0.50 (tasa pasiva) Largo plazo: 0.66-1.20 (tasa activa) y 0.63-0.81 (tasa pasiva)	La tasa para préstamos tiende a responder más rápido en el corto plazo y en el largo plazo. El tipo de cliente afecta el grado de respuesta.
Bakhtiar Moazzami (1999) Países: Canadá y Estados Unidos	Corto plazo (CAN): 0.46-1.1 Corto plazo (EU): 0.25-0.60 Largo plazo (CAN): 0.6-2.0 Largo plazo (EU): 0.8-1.20	El grado de flexibilidad ha variado, para ambos países, en dirección contraria. Estos cambios se atribuyen a una mayor competitividad en el sector bancario.
Meter Winker (1999) País: Alemania	Corto plazo: 0.10 (tasa activa) y 0.42 (tasa pasiva) Largo plazo: tiende a 1.00	La velocidad de ajuste a cambios en la tasa de interés del mercado monetario (interbancario), es menor en las tasas de interés para préstamos en comparación con las tasas de interés para depósitos.
Brendin y otros (2001) País: Irlanda	Largo plazo: 0.54-0.92	Respecto a las velocidades de ajuste varía entre 0.06 (préstamos para consumo) y 0.56 (préstamos preferenciales). Se ha incluido variables dummies para capturar el número de cambios institucionales como también cambios de régimen de tipo de cambio. La variable que presenta cambios significativos es la velocidad de ajuste.
Berstein y Fuentes (2003) País: Chile	Corto plazo: 0.81 (0.86*) Largo plazo: 0.97 (0.95*)	Las estimaciones para Chile están muy cercanas a las que poseen México y Reino Unido, países con un alto grado de flexibilidad de las tasas de interés bancaria. Tamaño del banco, tipo de consumidores y nivel de riesgo crediticio, son principales factores que influyen en el grado de retraso en la respuesta de las tasas bancaria a movimientos de la tasa de política, a nivel de bancos.
	* Unidades de Fomento	

Tabla [1] Revisión de literatura (continuación)

Casos por país	Grado de Transmisión	Principales conclusiones
Alberto Humala (2003) País: Argentina	Corto plazo: 0.71 (sin <i>outliers</i>)* Largo plazo: 3.72 (sin <i>outliers</i>)* Corto plazo: 0.6 (con <i>outliers</i>)* Largo plazo: 3.6 (con <i>outliers</i>)* * Modelo Uniecuacional	El <i>pass-through</i> de largo plazo son, cuestionablemente, altos bajo el enfoque uniecuacional. Pero los modelos de cambio de régimen (<i>Markov switching</i>) proporcionan un mejor ajuste en la muestra. Esto permite capturar el comportamiento distinto de las tasas activas a las condiciones del mercado financiero.
De Graeve y otros (2004) País: Bélgica	Largo plazo: 0.92-1.01 (préstamos corporativos)	La heterogeneidad es un aspecto crucial que se tiene en cuenta, ya que la teoría no asume que todos los bancos debieran responder de la misma manera. Se infiere que los préstamos corporativos responden completa y rápidamente, en comparación con los préstamos de consumo.
Horváth y otros (2004) País: Hungría	Corto plazo: 0.69 Largo plazo: 0.95 (préstamos corporativos)	Los resultados de datos de panel son similares a los resultados de la data agregada. Con respecto a aspectos no-lineales, la velocidad de ajuste de las tasas bancarias depende del tamaño de los movimientos en la tasa de mercado monetario y de la distancia en que se encuentran las tasas bancarias de su estado estacionario. Se infiere que los ajustes serán significativamente más rápido para cambios por encima del nivel de umbral. Éste fenómeno puede ser explicado por la presencia de costos de menú.
Erick Lahura (2005) País: Perú	Corto plazo: 1.2 (préstamos) y 0.6 (depósitos)	En términos de la magnitud del efecto traspaso, antes de la implementación del régimen de metas de explícitas de inflación en el Perú, el <i>pass-through</i> de la tasa de interés interbancaria a las tasas de mercado era bajo y en promedio igual a 0.5. Sin embargo, luego de 3 años de metas explícitas de inflación, el efecto traspaso de la tasa interbancaria a las tasas de mercado se ha incrementado para todas las tasas de interés.

IV. MATERIALES Y METODOLOGÍA

4.1. La rigidez de la tasa de interés bancaria: un modelo teórico

Siguiendo el texto de Freixas y Rochet (1997), presentamos un modelo que ayuda a construir algunas hipótesis respecto al sector bancario peruano, lo cual nos dará algunas ideas sobre lo que se puede esperar del análisis empírico, y algunas explicaciones posibles para las conclusiones que de éste se infieren.

Parece correcto asumir un modelo de competencia imperfecta para el sector bancario, donde se argumenta que existen barreras a la entrada, o al menos algún grado de diferenciación de productos. Además, cabe suponer la existencia de información asimétrica en esta industria, lo que se traduce en selección adversa y problemas de riesgo moral. Combinamos estos dos puntos suponiendo que los bancos toman una decisión en dos etapas, que considera el equilibrio de largo plazo y el comportamiento de corto plazo que los conducirá a esta condición¹⁶.

Asumimos para el largo plazo un modelo simple de Monte-Klein para un banco monopolístico que enfrenta una demanda con pendiente negativa por sus préstamos $L(i_L)$ y una oferta de depósitos con pendiente positiva $D(i_D)$, capturando el hecho de que los bancos tienen cierto poder monopolístico. Las variables de decisión de la firma son el volumen de préstamos (L) y de depósitos (D). El banco k maximiza la siguiente función de utilidad:

$$\pi_k(L, D) = (\gamma_k i_{L,k}(L) - m)L_k + (m(1 - \alpha) - i_{D,k}(D))D_k - C(D_k, L_k) \quad (1)$$

Donde γ_k es la probabilidad que el préstamo sea devuelto, m es la tasa interbancaria (la que está dada para los bancos individuales), α es la proporción de depósitos que constituye reserva, i_D es la tasa de interés pasiva o de captación e i_L es la tasa de interés activa o de colocación. $C(D, L)$ representa el costo total de los servicios de intermediación, el que es una función del monto total de créditos y depósitos.

¹⁶ Similar a lo hecho por Bondt (2002).

Al resolver para las condiciones de primer orden y reordenando los términos se obtiene la siguiente expresión para la tasa de interés activa:

$$i_L^* = \frac{\varepsilon_k}{(\varepsilon_k - 1)\gamma_k} [m + C'_L] \quad (2)$$

Donde ε_k es el valor absoluto de la elasticidad de demanda de los préstamos, que es mayor a la unidad dado que estamos asumiendo competencia monopolística y C'_L es el costo marginal de los servicios de intermediación de un préstamo adicional.

Para los efectos de la presente investigación, interesa el mercado del crédito. Asumimos que los costos son separables de modo que la tasa óptima de préstamo es independiente de las características del mercado de depósito. Este modelo simple nos lleva a la conclusión de que las diferencias entre las tasas de interés de préstamos pueden estar reflejando distintas elasticidades de demanda y las diferentes probabilidades de repago de los créditos (riesgo de crédito o portafolio).

La ecuación (2) es interpretado como el equilibrio de largo plazo para los bancos. Para simplificar el modelo suponemos que la función de demanda que enfrenta cada banco tiene elasticidad constante. Esto significa que ε podría ser diferente para cada banco pero es independiente de i_L . Se puede formular esta relación entre la tasa de interés de colocación y la tasa interbancaria como: $i_L^* = \Phi_k m$, donde: Φ_k es el *mark-up*¹⁷, el cual es una función de la elasticidad de demanda y de la probabilidad de repago. De modo que, si el coeficiente de *pass-through* de largo plazo es mayor, menor es la elasticidad de demanda y menor es la probabilidad de repago. Este coeficiente de largo plazo podría ser o no igual a la unidad, por lo que existiría poder monopólico en cierto grado. Sin embargo, a causa de la asimetría de información, podría haber cierta lentitud en el proceso de ajuste para llegar a este equilibrio de largo plazo. De hecho, nos interesa evaluar si existe alguna fricción en la respuesta de las tasas de interés del mercado bancario ante cambios en la tasa de política, y si tal fricción depende de las

¹⁷ $\Phi_k = \varepsilon_k / (\varepsilon_k - 1)\gamma_k$

características de los bancos¹⁸, que pudieran estar relacionados con la elasticidad de la demanda y las asimetrías de información.

Específicamente, se considera un modelo donde los bancos resuelven a corto plazo un problema intertemporal donde tienen, por un lado, el costo de un ajuste demasiado lento a este equilibrio de estado estacionario y, por el otro, el costo de ir demasiado rápido. Este último costo se debe a problemas de selección adversa y riesgo moral en el sector bancario. Por ejemplo, si un banco aumenta la tasa activa en respuesta a un alza de la tasa de política para ajustarse al nuevo equilibrio de largo plazo, puede acabar atrayendo deudores de peor perfil pagador, mermando de ésta manera sus utilidades. A la vez, está el problema de riesgo moral porque frente a una tasa de interés más alta los deudores tendrán incentivos para invertir en proyectos más riesgosos, lo que también va en contra de las utilidades de los bancos (Stiglitz y Weiss, 1981).

De este modo, en este modelo asumimos que existen ciertos costos de ajuste a causa de la información asimétrica. Esto se modela mediante una función cuadrática de pérdida de acuerdo a lo propuesto por Nickell (1985), Scholnick (1991) y Winker (1999), que tiene la ventaja que de ella se desprende una regla lineal de decisión. La función de pérdida para el banco k en el periodo t es:

$$\Gamma_{t,k} = \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s [\omega_{1,k} (i_{k,L,t+s} - \Phi_k m_{t+s})^2 + \omega_{2,k} (i_{k,L,t+s} - i_{k,L,t+s-1})^2] \quad (3)$$

Donde ω_1 y ω_2 representan la ponderación que asigna el banco al logro del valor meta de largo plazo para la tasa de interés de colocación y al costo de avanzar hacia dicho valor meta, respectivamente. Recordemos que Φ_k es una función de la elasticidad de demanda que enfrenta el banco k . Por el otro lado, ω_j , $j=1,2$; dependerá del riesgo medio del banco. Podría esperarse que si la proporción de cartera vencida del banco k es mayor, el problema de selección adversa o riesgo moral para ese banco será más importante y asignará una ponderación mayor a las variaciones de la tasa de interés, lo que podría significar un ajuste más lento. De minimizar (3) obtenemos:

¹⁸ En el presente documento evaluamos dos características, el nivel de riesgo crediticio y tipo de cliente.

$$i_{k,L,t+s} = \frac{\omega_{1,k}}{\omega_{1,k} + \omega_{2,k}} \Phi_k m_{t+s} + \frac{\omega_{2,k}}{\omega_{1,k} + \omega_{2,k}} i_{k,L,t+s-1} \quad (4)$$

De la ecuación (4), podemos ver que el coeficiente de impacto depende de la razón entre $\omega_{1,k}$ respecto a $\omega_{1,k} + \omega_{2,k}$ y el *mark-up*, Φ_k . Por consiguiente, el coeficiente de largo plazo es siempre mayor que el coeficiente de impacto o corto plazo. De otro lado, Φ_k y $\omega_{2,k}$ dependen del riesgo crediticio del banco. Cuando existe una menor probabilidad de repago (mayor riesgo) mayor es Φ_k y $\omega_{2,k}$. Si los deudores son muy propensos al riesgo y los efectos en $\omega_{2,k}$ son muy importantes, los bancos no podrían trasladar plenamente un incremento de la tasa interbancaria porque “ahogarían” a los deudores, al menos en el corto plazo. Pero en el largo plazo la tasa de interés sí reflejaría el perfil de riesgo de los deudores. En pocas palabras, se esperaría un efecto negativo de no pago sobre el coeficiente de impacto (corto plazo) y un efecto positivo en el coeficiente de largo plazo.

4.2. Introduciendo el enfoque de datos de panel

Actualmente, los modelos de datos de panel (*panel data*) son muy empleados para estimar modelos econométricos dinámicos. Su ventaja sobre datos de corte transversal (*cross-section*) en este contexto es obvio: no podemos estimar modelos dinámicos a partir de observaciones de un solo periodo. Y su ventaja sobre datos de series de tiempo agregadas es que los datos de panel permiten investigar la heterogeneidad en la dinámica de ajuste entre diferentes tipos de individuos, familias o firmas. Los modelos dinámicos son de interés para una amplia gama de aplicaciones económicas, incluyendo ecuaciones de Euler, modelos de costo de ajuste y modelos empíricos de crecimiento económico (Bond, 2002).

Con el empleo de esta metodología propuesta, resolveremos el problema que adolece el uso de datos de series de tiempo para un banco, y será posible capturar correctamente los cambios ocurridos durante este tiempo en las características de los bancos, lo que puede influir en la lentitud del ajuste de cada entidad bancaria. La metodología de datos de panel, incluye todo el conjunto de datos disponibles y permiten a las características

del banco interactuar con la variable de política (tasa interbancaria, en este caso) y sus rezagos.

La literatura econométrica señala que los modelos de datos de panel dinámicos están caracterizados por dos fuentes de persistencia en el tiempo: (a) auto-correlación, debido a la presencia de una variable dependiente rezagada entre los regresores, y (b) efectos individuales, caracterizando la heterogeneidad entre los agentes individuales.

$$y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + \eta_i + \mu_{i,t} \quad (5)$$

Donde y_{it} representa la tasa de interés bancaria, x_{it} representa una variable dependiente como la tasa de interés interbancaria, η_i denota la heterogeneidad no observada (efecto fijo¹⁹), y μ_{it} son los términos de perturbación y además, independiente entre individuos. Es decir, asumimos:

$$\begin{aligned} \sigma_{\mu}^2 &\geq 0, \\ E(\mu_{i,t}, \mu_{j,s}) &= 0 \dots i \neq j, t \neq s \\ E(\eta_i, \mu_{j,t}) &= 0 \dots \forall i, j, t \\ E(x_{i,t}, \mu_{j,s}) &= 0 \dots \forall i, j, s, t \end{aligned} \quad (6)$$

donde: i (1, 2, ..., N) representa a los bancos, y t (1, ..., T) hace referencia al horizonte temporal.

El modelo de la ecuación (5), sin embargo, incluye como uno de los regresores una variable dependiente rezagada. En este caso, el enfoque usual para estimar dicha ecuación -estimador de Mínimos Cuadrados con Variable Dummy (LSDV)- genera un estimador sesgado de los coeficientes. Nickell (1981) deriva una expresión para el sesgo de ρ cuando no existen regresores exógenos, mostrando que el sesgo se aproxima a cero cuando T tiende a infinito. Así, el estimador LSDV sólo actúa bien cuando la dimensión temporal del panel es extensa.

¹⁹ Es más apropiado que un efecto aleatorio, debido a que si el efecto individual representa variables omitidas, es muy probable que estas características específicas estén correlacionadas con otros regresores.

Varios estimadores han sido propuestos para estimar la ecuación (5) cuando T no es extenso. Anderson y Hsiao (1981) proponen variables instrumentales para estimar consistentemente los parámetros de los rezagos de las variables dependientes. Para remover el efecto fijo, los autores diferencian la ecuación (5) para obtener:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \rho(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta(x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1}) \quad (7)$$

En la ecuación diferenciada, sin embargo, los errores $(\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1})$ están correlacionados con $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$, y ellos recomiendan instrumentar las variables independientes con $y_{i,t-2}$ o $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ los cuales ya no se encuentran correlacionados con los errores en (7) pero correlacionados con $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$. Arellano (1989) demostró que emplear la diferencia rezagada como instrumento resulta en un estimador que tiene una varianza grande. Arellano y Bond (1991) y Kiviet (1995) confirman la superioridad de emplear el nivel rezagado, $y_{i,t-2}$, como instrumento. Cuando la dimensión del panel es $N \times T$, el estimador de Anderson y Hsiao es:

$$\hat{\delta}_{AH} = (Z'X)^{-1} Z'Y \quad (8)$$

Donde Z es una matriz de instrumentos con dimensiones $K \times N(T-2)$, K representa a las variables explicativas. X es una matriz de regresores $K \times N(T-2)$ e Y es un vector de variables dependientes con dimensión $N(T-2) \times 1$. Señalamos que $\Delta y_{it} = y_{i,t} - y_{i,t-1}$. Luego,

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i,1} & \Delta x_{i,3} \\ \vdots & \vdots \\ y_{i,T-2} & \Delta x_{i,T} \end{bmatrix} \quad X_i = \begin{bmatrix} \Delta y_{i,2} & \Delta x_{i,3} \\ \vdots & \vdots \\ y_{i,T-1} & \Delta x_{i,T} \end{bmatrix} \quad Y_i = \begin{bmatrix} \Delta y_{i,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{i,T} \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$Z = \begin{bmatrix} Z_1 \\ \vdots \\ Z_N \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \quad Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} \quad (10)$$

Examinaremos los dos estimadores de Método Generalizado de Momentos (MGM) sugeridos por Arellano y Bond (1991). El estimador de Anderson y Hsiao puede ser

considerado como un caso especial del enfoque MGM, el cual remueve el efecto individual diferenciando la ecuación (5) para obtener la ecuación (7). El enfoque MGM, sin embargo, gana eficiencia explotando restricciones de momentos adicionales. Se emplean todos los valores rezagados disponibles de las variables dependientes más los valores rezagados de los regresores exógenos como instrumentos. Los estimadores MGM toman la forma:

$$\hat{\delta}_{GMM} = \left(X'Z^* A_N Z^{*'} X \right)^{-1} X'Z^* A_N Z^{*'} Y \quad (11)$$

Donde, Z_i^* es una matriz diagonal en bloque cuyo i ésimo bloque está conformado por $(y_{i1} \dots y_{is} x_{i1} \dots x_{i(s-1)})$ para $s=1, \dots, T-2$. Luego $(Z^* = (Z_1^*, \dots, Z_N^*))'$. Dos alternativas diferentes para A_N (matriz de ponderadores) resulta en dos estimadores MGM. El estimador one-step, MGM1, será de la siguiente forma:

$$A_N = \left(\frac{1}{N} \sum_i^N Z_i^{*'} H Z_i^* \right)^{-1} \quad (12)$$

Donde H es una matriz cuadrada T-2 con dos en las diagonales principales, menos uno en las sub-diagonales, y ceros de otro modo. Hay que notar que A_N no depende de ningún parámetro estimado.

$$A_N = \left(\frac{1}{N} \sum_i^N Z_i^{*'} \Delta \hat{e}_i \Delta \hat{e}_i' Z_i^* \right)^{-1} \quad (13)$$

Donde $\Delta \hat{e}_i$ son estimadores consistentes de los residuos en primera diferencia obtenidos de un estimador consistente preliminar.

4.3. La rigidez de la tasa de interés bancaria: aplicación econométrica de panel data dinámico

Presentaremos un modelo de datos de panel dinámico que está basado en el modelo teórico presentado en el acápite 5.1, siguiendo la metodología propuesta por Berstein y Fuentes (2003). Se considera que existe selección adversa, la que es capturada por el coeficiente del costo de ajuste del modelo, el cual es función de la calidad de la cartera de créditos. Además, se permite que la elasticidad de demanda sea función del tipo de clientes del banco²⁰.

$$i_{h,t} = \eta_h + \sum_{j=1}^m \beta_j i_{h,t-j} + \sum_{k=0}^n \alpha_k R_{h,t-k} m_{t-k} + \sum_{k=0}^n \gamma_k c_{h,t-k} m_{t-k} + \varepsilon_{h,t} \quad (14)$$

Donde R es el riesgo de la cartera de créditos medido como el porcentaje de cartera vencida, c es el tipo de clientes, medido como la proporción de créditos a personas (hipotecarios), y η es un efecto específico²¹ de cada banco.

La ecuación (14) muestra el problema típico de los datos de panel dinámico cuando existe heterogeneidad no observada y algunas de las variables de la derecha no son exógenas. Más aún, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (14) entrega estimaciones inconsistentes de los parámetros.

Como se mencionó líneas arriba para contrarrestar el problema de heterogeneidad no observada, de las dos metodologías sustitutas emplearemos la propuesta por Arellano y Bond (1991). Estos autores propusieron una metodología basada en estimadores MGM. Este método usa varios rezagos para las variables incluidas como instrumentos, de manera que es especialmente eficiente cuando T es pequeño y N es grande²².

²⁰ En Berstein y Fuentes (2003) se toma en consideración el tipo de cliente y tamaño del banco.

²¹ Se dice que estos son aquellos que afectan de manera desigual a cada uno de los agentes de estudio contenidos en la muestra (bancos) los cuales son invariables en el tiempo y que afectan de manera directa las decisiones que tomen dichas unidades.

²² Ver Baltagi y Kao (2000) para un resumen detallado de las ventajas de las diferentes metodologías.

4.4. Descripción de los datos

Nuestros datos empleados para analizar el *pass-through* de la tasa interbancaria a la tasa de interés bancaria provienen de fuentes oficiales. La información desagregada proviene de diez bancos locales de un total de doce bancos que conforman el sistema bancario peruano. Las series son tomadas de la base de datos de la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS) para el conjunto de datos correspondiente al riesgo crediticio, tipo de cliente y tasa de dolarización²³. Con respecto a la información de tasas de interés, se ha tomado la tasa de interés activa para operaciones de descuentos y préstamos comerciales, a un plazo de 91-180 días. En relación a la tasa de interés interbancaria y la inflación (variación porcentual mensual del Índice de Precios al Consumidor, IPC), la información es a nivel agregado y tomada del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) que lo reporta a través de la Nota Semanal (medio físico) y la página web (medio electrónico). El periodo muestral empieza en diciembre del 2001 y finaliza en noviembre del 2005, para todas las series bajo estudio.

²³ Para mayor información a detalle consultar la siguiente página web: www.sbs.gob.pe

V. RESULTADOS

5.1. El *pass-through* de tasas de interés de corto y largo plazo

A diferencia de trabajos anteriores relacionados al tema de *pass-through* de tasas de interés donde se emplean modelos de corrección de errores (MCE) y modelos autoregresivos de rezagos distribuidos (ADL), en sus distintas formas; en el presente trabajo se emplea el enfoque de datos de panel para capturar la heterogeneidad no observable entre los bancos locales. Además, este enfoque permite realizar un análisis más dinámico al incorporar la dimensión temporal de los datos, lo que enriquece el estudio. Por ello se estima la ecuación (5) a través del método generalizado de momentos (MGM). Esta metodología resulta útil en la literatura empírica porque provee una alternativa simple cuando se desconoce la función de distribución de las variables aleatorias, es decir, sustituye el método de máxima verosimilitud; y provee un marco teórico para su comparación y evaluación. En el caso específico del estimador de variables instrumentales estándar, éste puede ser visto como un caso especial del estimador de MGM. En el caso que el número de variables instrumentales (restricciones de momentos) sea igual al número de parámetros a estimar, entonces el estimador de variables instrumentales será el mismo que el MGM. En caso contrario, si el número de instrumentos es mayor que el número de parámetros a estimar, entonces la ecuación estará sobre identificada.

El conjunto de instrumentos empleados por MGM para estimar la ecuación (5) contiene los doce rezagos, contados a partir del segundo rezago, para la variable de tasa de interés activa; ocho rezagos y su contemporáneo, para la variable de tasa de interés interbancaria; y la variable inflación, a la cual no le hemos incorporado rezagos al no presentar información sustancial al momento de calcular el coeficiente de traspaso de tasas de interés. El cuadro [1] muestra los resultados de la estimación del *pass-through* de tasas de interés de corto y largo plazo. Los coeficientes de la regresión presentan los signos y magnitudes esperadas para el caso del *pass-through* de corto y largo plazo y la inflación. Para el cálculo del traspaso de tasa de interés de largo plazo se emplea la siguiente fórmula: $\sum \alpha_k / (1 + \sum \beta_j)$, donde α_k y β_j son los coeficientes asociados a los rezagos de la tasa de interés activa e interbancaria, respectivamente.

Todos los coeficientes son significativos estadísticamente. Con respecto a los coeficientes negativos asociados a los rezagos de la tasa de interés activa, una explicación de ello sería la volatilidad que presenta este tipo de información que reportan los bancos locales a las entidades monetarias y/o supervisoras, pero que no afectan nuestros resultados bajo estudio. Asimismo, el valor estimado del coeficiente de *pass-through* de corto plazo es alto pero no completo (coeficiente igual a 0.81). Dado que nuestro estudio abarca el periodo comprendido entre diciembre del 2001 y noviembre del 2005, periodo en el cual se anunció la implementación de un corredor de tasas de interés (en febrero del 2001, se dio inicio al uso de la tasa de interés como instrumento de señalización de la posición de la política monetaria) y la posterior adopción del régimen monetario de Metas Explícitas de Inflación (*Inflation Targeting*); se evidencia la relativa efectividad de la política monetaria para afectar a las tasas de interés de mercado y por consiguiente a las decisiones de inversión y de consumo del sector privado²⁴. Por otro lado, el valor estimado del *pass-through* de largo plazo es mayor a la unidad (coeficiente igual a 1.09). Comparando con la literatura empírica, nuestros resultados están muy cercanos a los resultados de trabajos anteriores. Por ejemplo, en el caso chileno el coeficiente de *pass-through* de corto y largo plazo es de 0.81 y 0.97, respectivamente. Con respecto a trabajos realizados para el caso peruano, los valores en promedio para las tasas de interés activas son de 0.34 y 0.97, para el corto y largo plazo (Leyva, 2004); y en el trabajo de Lahura (2005) el efecto traspaso de tasas de interés para préstamos menores a 360 días es de 0.88, mientras que es mayor a la unidad (coeficiente igual a 1.45) en el caso de las tasas de préstamos mayores a 360 días.

De otro lado, la significancia del *estadístico J de Hansen* permite que aceptemos la hipótesis nula según la cual las restricciones (condiciones de momentos) que sobre identifican el modelo son válidas.

²⁴ En Lahura (2005) se señala que el efecto traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de mercado hasta antes del anuncio del corredor de tasas de interés y de la implementación del esquema de metas de inflación, era estadísticamente significativo y muy bajo. Sin embargo, luego del anuncio de la implementación de un corredor de tasas de interés en febrero del 2001, el coeficiente de traspaso empezó a crecer para todas las tasas activas, lo cual se reforzó con la implementación del régimen de metas explícitas de inflación en enero del 2002.

5.2. El *pass-through* de tasas de interés y el riesgo crediticio de los bancos

Los resultados que presentamos a continuación se basan en el modelo teórico visto en el acápite 4.1, el cual sugiere que las diferencias en el traspaso (*pass-through*) de la tasa de interés podrían deberse a características del producto (por ejemplo, préstamos), es decir, nivel de riesgo de la cartera de créditos, y tipo de cliente. El análisis econométrico nos permitirá abordar el tema presentando una estimación dinámica de datos de panel donde se busca interactuar a las características del banco con la tasa interbancaria y sus rezagos.

Se estima la ecuación (14) a través de MGM para el periodo 2001:12-2005:11. El conjunto de instrumentos empleados por MGM son los siguientes: tasa bancaria, a partir del rezago dos hasta el rezago doce (-2 a -12); tasa de interés interbancaria, el rezago contemporáneo, y sus ocho rezagos (-1 a -8); los efectos cruzados, tasa interbancaria multiplicado por el nivel de riesgo; el mismo efecto cruzado, pero incluyendo solo un rezago a la variable riesgo; nuevamente el efecto cruzado añadiendo un rezago a la tasa interbancaria y dos rezagos al nivel de riesgo. Finalmente, se incluye como instrumento la variable inflación. El cuadro [2] muestra los resultados de la estimación de la ecuación (14) basada en el modelo teórico descrito anteriormente. Los coeficientes de la regresión presentan los signos esperados. No se reporta los resultados correspondientes a la variable tipo de cliente, ya que no contribuye a la significancia del modelo. Los resultados sugieren que el efecto de impacto son menores a los que estimamos anteriormente, es decir, sin tomar en cuenta en el modelo las características de los bancos. Así, un impacto del nivel de riesgo se traduce en un menor *pass-through* de corto plazo (coeficiente igual a 0.65), el cual es consistente con la idea que en el corto plazo las entidades no trasladarían cualquier cambio en la tasa interbancaria a los deudores, esto en concordancia a lo señalado en la ecuación (4). Pero en el largo plazo el traspaso será completo, teniendo un *pass-through* de largo plazo mayor a la unidad (coeficiente igual a 1.18).

Con respecto al *estadístico J de Hansen* su significancia permite aceptar la hipótesis nula según la cual las restricciones que sobre identifican el sistema son válidas.

5.3. El efecto de la dolarización sobre el *pass-through* de tasas de interés

Debido a que el sistema bancario peruano se encuentra parcialmente dolarizado, se evaluó la relevancia de introducir la tasa de dolarización (créditos en M.E. respecto a los créditos directos) en la ecuación (5). El Perú es el único país donde se viene implementando exitosamente el esquema de metas explícitas de inflación; ello, junto a una política fiscal prudente y al desarrollo del mercado de deuda pública en soles, ha permitido que disminuyera la dolarización financiera en los últimos años, aunque todavía se encuentra en niveles altos²⁵, Montoro (2006). Este último detalle puede deberse a un problema de hábitos e histéresis. En la economía de la dolarización, la histéresis existe dado que la gente todavía tiene mucha memoria respecto a los desequilibrios macroeconómicos que originaron la dolarización en un principio; es por ello que se siguen protegiendo de riesgos que ya no existen.

Como se puede apreciar en el cuadro [2] los resultados muestran el efecto de la dolarización sobre el proceso de *pass-through* de corto plazo, es decir, el coeficiente de impacto disminuye (coeficiente igual a 0.78) y el de largo plazo (coeficiente igual a 0.80) hace lo mismo ante la presencia del ratio de dolarización. El conjunto de instrumentos, o restricciones de momentos, se diferencia del anterior modelo (sin considerar la dolarización) tan sólo en que ahora solo añadimos un instrumento más para la variable dolarización. Los signos de los coeficientes son iguales al modelo visto en el acápite 5.1, aunque en este último modelo, en el que incluimos la dolarización, los coeficientes asociados a las variables son significativos excepto los coeficientes correspondientes a la tasa interbancaria y a la variable dolarización. Todos estos resultados evidencian (y como señala la numerosa literatura respecto al tema) los efectos adversos que origina la dolarización sobre la efectividad de la política monetaria, e imponiendo mayor rigidez, para afectar la actividad económica de un país, enfocado desde la perspectiva del canal tradicional de tasas de interés.

El estadístico *J de Hansen* permite aceptar la hipótesis nula según la cual las restricciones (condiciones de momentos) que sobre identifican el modelo son válidas.

²⁵ Un buen, y reciente, artículo respecto al tema se puede encontrar en Montoro (2006), Revista Moneda del Banco Central de Reserva del Perú.

VI. CONCLUSIONES

El objetivo principal del presente trabajo es el de calcular los coeficientes de traspaso (*pass-through*) de tasas de interés de corto y largo plazo para el caso peruano a través del enfoque de datos de panel dinámico en el periodo 2001:12-2005:11, el cual nos permitirá modelar la dinámica del proceso de *pass-through* de tasas de interés como también capturar la heterogeneidad no observable entre bancos locales. Además, de tener en consideración algunas características bancarias (riesgo crediticio) y su efecto en el traspaso de tasas de interés. Finalmente, se evaluó el impacto de la dolarización sobre la respuesta de las tasas de interés bancaria ante cambios de la tasa de interés bancaria.

Específicamente se concluye que, el *pass-through* de tasa de interés de corto plazo sería positivo y menor a uno (coeficiente igual a 0.81), y el *pass-through* de largo plazo mayor a la unidad (coeficiente igual a 1.09). Estos resultados son consistentes con la literatura empírica y del relativo incremento de la efectividad que habría mostrado el Banco Central en los últimos años, en los cuales el esquema de Metas Explícitas de Inflación (*Inflation Targeting*) habría jugado un rol clave.

Al incluir el riesgo crediticio en la dinámica de la tasa de interés, el *pass-through* de corto plazo disminuye, dado que ante una menor probabilidad de repago se incrementa el *mark-up*, por consiguiente la respuesta de la tasa bancaria. Es decir, si los deudores son muy propensos al riesgo los bancos no podrían trasladar, en el corto plazo, completamente un incremento de la tasa interbancaria, porque “ahogarían” a sus clientes o deudores. Pero en el largo plazo, el *pass-through* es de 1.18, lo cual reflejaría el perfil de riesgo de los deudores y si se trasladaría cualquier variación de la tasa interbancaria a la tasa bancaria. Se evidencia un efecto negativo de no pago sobre el coeficiente de corto plazo y un efecto positivo sobre el coeficiente de largo plazo.

Asimismo, se tomó en consideración el efecto de la dolarización sobre el coeficiente de impacto, el cual disminuye de 0.81 a 0.78; mientras que el coeficiente de largo plazo también se ve mermado (de 1.09 a 0.80). Esto evidencia los efectos adversos que genera la dolarización sobre la efectividad de la política monetaria para afectar a todo el espectro de tasas de interés del mercado, y por consiguiente al nivel de actividad económica.

VII. BIBLIOGRAFÍA

- [1] Anderson, T. W. y Cheng Hsiao (1982). “Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data”. *Journal of Econometrics*, Vol. 18 N° 1, pp. 47-82.
- [2] Arellano, Manuel y Stephen Bond (1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”. *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, N° 2, pp. 277-297.
- [3] Arellano, Manuel y Bo Honoré (2001). “Panel Data Models: Some Recent Developments”. *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, pp. 3229-3291.
- [4] Baltagi, Badi y Chihwa Kao (2000). “Non-stationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey”. Center for Policy Research, Maxwell School, Syracuse University. *Center for Policy Research Working Papers* N° 16.
- [5] Baltagi, Badi (2001). “Econometric Analysis of Panel Data. John Wiley & Sons, Chichester.
- [6] Berstein, Solange y Rodrigo Fuentes (2003). “Is There Lending Rate Stickiness in the Chilean Banking Industry?” Banco Central de Chile, *Documento de Trabajo* N° 218.
- [7] Berstein, Solange y Rodrigo Fuentes (2002). “From Policy Rate to Bank Lending Rates: The Chilean Banking Industry”. Banco Central de Chile, *Preliminary Version*.
- [8] Bond, Stephen (2002). “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice”. Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies. *CeMMAP Working Paper* N° 09/02.
- [9] Bondt, Gabe (2002). “Retail Bank Interest Rate *Pass-through*: New Evidence at Euro Area Level”. Banco Central Europeo, *ECB Working Paper* N° 136.
- [10] Bredin, Don, Trevor Fitzpatrick y Gerard Reilly (2001). “Retail Interest Rate *Pass-through*: The Irish Experience”. Banco Central de Irlanda, *Technical Paper* N° 6.
- [11] Cottarelli, Carlo y Angeliki Kourelis (1994). “Financial Structure, Bank Lending Rates and the Transmission Mechanism of Monetary Policy”. Fondo Monetario Internacional. *IMF Staff Papers*, Vol. 41, N° 4, pp. 587-623.

- [12] Crespo-Cuaresma, Jesús, Balázs Egert y Thomas Reininger (2004). “Interest Rate *Pass-through* in New EU Member Status: The Case of the Czech Republic, Hungary and Poland”. The William Davidson Institute, University of Michigan Business School. *Working Paper* N° 671.
- [13] De Graeve, Ferre, Olivier De Jonghe y Rudi Vander Venet (2004). “The Determinants of *Pass-through* of Market Conditions to Bank Retail Interest in Belgium”. National Bank of Belgium, *NBB Working Paper* N° 47.
- [14] Di Lorenzo, Gianluca y Giuseppe Marotta (2005). “A Less Effective Monetary Transmission in the Wake of EMU? Evidence from Lending Rates *Pass-through*”. Università degli Studi di Modena e Reggio Emilia, *Material de Discussion* N° 482.
- [15] Disyata, Piti y Pinnarat Vongsinsirikul (2002). “Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand”. Bank of Thailand, *Discussion Paper Monetary Policy Group* N° DP/04/2002.
- [16] Espinosa-Vega, Marco A. y Alessandro Rebucci (2003). “Retail Bank Interest Rate *Pass-through*: Is Chile Atypical?” Banco Central de Chile, *Documento de Trabajo* N° 221.
- [17] Fuentes, Rodrigo y Luis A. Humada (2004). “Banking Industry and Monetary Policy: An Overview”. Banco Central de Chile. *Documento de Trabajo* N° 240.
- [18] Gambacorta, Leonardo (2004). “How Do banks Set Interest Rate?” National Bureau of Economic Research, *NBER Working Paper* N° 10295.
- [19] Horváth, Csilla, Judith Krekó y Anna Naszódi (2004). “Interest Rate *Pass-through*: The Case of Hungary”. Magyar Nemzeti Bank.
- [20] Humala, Alberto (2004). “Interest Rate *Pass-through* and Financial Crises: Do Switching Regimes Matter? The Case of Argentina”. University of Warwick. *Tesis Doctoral*.
- [21] Judson, Ruth y Ann Owen (1996). “Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists”. Reserve Federal Board of Governors, *Finance and Economics Discussion Series (FEDS) Working Paper* N° 1997-3.
- [22] Lahura, Erick (2005). “El Efecto Traspaso de la Tasa de Interés y la Política Monetaria en el Perú: 1995-2004”. Banco Central de Reserva del Perú, *Serie de Documentos de Trabajo*, DT N° 2005-008.

- [23] Leyva, Gustavo (2004). “El Canal de Préstamos Bancarios: Introduciendo No-linealidad en el Mecanismo de Transmisión Monetaria”. Banco Central de Reserva del Perú, Revista Concurso de Investigación para Jóvenes Economistas 2002-2004.
- [24] Leyva, Gustavo (2004). “El *Pass-through* de Tasas de Interés en el Perú: Un Análisis de Efectividad de la Política Monetaria”. XIX Annual Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association-LACEA; San José, Costa Rica y XIX Jornadas Anuales de Economía; Montevideo, Uruguay.
- [25] Loveday, James, Oswaldo Molina y Roddy Rivas-Llosa (2003). “Transmisión de la Política Monetaria en el Nivel de Firmas: Evidencias del Canal de Hojas de Balance en el Perú”. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP) y Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).
- [26] Lowe, Philip (1995). “The Link between the Cash Rate and Market Interest Rates”. Reserve Bank of Australia, Economic Analysis Department. *Research Discussion Paper* N° 9504.
- [27] Mayorga, Mauricio y Evelyn Muñoz (2000). “La Técnica de Datos de Panel: Una Guía para su Uso e Interpretación”. Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigaciones Económicas, DIE-NT-05-2000.
- [28] Mojon, Benoit (2000). “Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy”. Banco Central Europeo, *ECB Working Paper* N° 40.
- [29] Montoro, Carlos (2006). “Retos de Política Económica en una Economía con Dolarización Parcial: El Caso Peruano”. Banco Central de Reserva del Perú, Revista MONEDA N° 131, pp. 5-9.
- [30] Tello, José Carlos (2005). “Macroeconometría y Microeconometría Aplicada con E-Views 5.0”. Instituto de Informática, Pontificia Universidad Católica del Perú (InfoPUC).
- [31] Toolsema, Linda, Jan-Egbert Sturm y Jacob de Haan (2002). “Convergence of *Pass-through* from Money Market to Lending Rates in EMU Countries: New Evidence”. University of Groningen, Centre for Economic Research, Netherlands. *CCSO Working Papers* N° 200206.
- [32] Weth, Mark (2002). “The *Pass-through* from Market Interest Rates to Bank Lending Rates in Germany”. Deutsche Bundesbank, Economic Research Centre. *Discussion Paper* N° 11/02.

ANEXOS

Anexo 1: Resultados y cuadros

Cuadro [1] Estimados del *pass-through* de tasas de interés de corto plazo y largo plazo

variable dependiente: tasa de interés bancaria (91 a 180 días)
variables instrumentales:
tasa bancaria bancaria (-2 a -12), tasa interbancaria, tasa interbancaria (-1 a -8), inflación

	coeficiente	p-value
tasa interbancaria	0.81	0.09
tasa interbancaria (-2)	-1.68	0.02
tasa interbancaria (-3)	1.91	0.00
tasa interbancaria (-4)	0.53	0.00
tasa bancaria (-2)	-0.20	0.00
tasa bancaria (-4)	-0.10	0.02
tasa bancaria (-6)	-0.14	0.01
inflación	0.71	0.01

pass-through de largo plazo = 1.09
estadístico J calculado = 8.971299, p-value = 0.7751

Cuadro [2] Estimados del *pass-through* de tasas de interés riesgo crediticio

variable dependiente: tasa de interés bancaria (91 a 180 días)
variables instrumentales:
tasa bancaria bancaria (-2 a -12), tasa interbancaria, tasa interbancaria (-1 a -8), inflación,
tasa interbancaria*riesgo, tasa interbancaria*riesgo(-1), tasa interbancaria(-1)*riesgo(-2)

	coeficiente	p-value
tasa interbancaria	0.65	0.23
tasa interbancaria (-2)	-1.96	0.00
tasa interbancaria (-3)	2.20	0.00
tasa interbancaria (-4)	0.66	0.00
tasa bancaria (-2)	-0.16	0.00
tasa bancaria (-3)	-0.12	0.02
tasa bancaria (-4)	-0.04	0.25
tasa interbancaria*riesgo	0.07	0.33
tasa interbancaria*riesgo(-1)	-0.14	0.00
tasa interbancaria(-1)*riesgo(-2)	0.11	0.00
inflación	0.56	0.02

pass-through de largo plazo = 1.18
estadístico J calculado = 12.56959, p-value = 0.4816

Cuadro [3] Estimados del efecto de la dolarización sobre el *pass-through* de corto plazo y largo plazo

variable dependiente: tasa de interés bancaria (91 a 180 días)
variables instrumentales:
tasa bancaria bancaria (-2 a -12), tasa interbancaria, tasa interbancaria (-1 a -8) y dolarización

	coeficiente	p-value
tasa interbancaria	0.78	0.13
tasa interbancaria (-2)	-2.07	0.00
tasa interbancaria (-3)	1.92	0.00
tasa interbancaria (-4)	0.50	0.00
tasa bancaria (-2)	-0.18	0.00
tasa bancaria (-4)	-0.10	0.02
tasa bancaria (-6)	-0.14	0.01
dolarización	0.06	0.56

pass-through de largo plazo = 0.80
estadístico *J* calculado = 8.891259, p-value = 0.7811
