



El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004

Erick Lahura*

elahura@bcrp.gob.pe

1 Introducción

Uno de los canales de transmisión de política monetaria más estudiados en la literatura es el denominado canal de tasas de interés, el cual permite explicar cómo los movimientos en las tasas de interés de corto plazo inducidos por el banco central tienen efectos sobre la demanda agregada y la inflación (Mishkin, 1996). Específicamente, si se asume que los precios no se ajustan inmediatamente (*sticky prices*) y que la tasa de interés de largo plazo es un promedio ponderado de tasas de interés de corto plazo futuras esperadas (hipótesis de expectativas de estructura de plazos), un aumento de la tasa de interés de corto plazo inducido por el banco central contrae el gasto y *-ceteris paribus-* genera presiones deflacionarias¹. Así, dentro de este marco de análisis, si el objetivo de la política monetaria es mantener un nivel de inflación bajo y estable, es importante que el banco central tenga la capacidad de afectar la trayectoria de las tasas de interés de corto plazo del mercado.

Una forma común en la que los bancos centrales inducen movimientos en las tasas de interés de corto plazo, para activar el canal de tasas de interés, es a través del uso de una tasa de interés “oficial” (o tasa de “referencia”) o de un “corredor de tasas de interés” como instrumento de política monetaria. En este contexto, es importante saber si los movimientos del instrumento de política se “traspasan” a las tasas de interés de mercado (préstamos y depósitos), así como también la “magnitud” y la “velocidad”

* Gerencia de Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú (BCRP); Profesor Auxiliar, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP); London School of Economics and Political Science (LSE). El autor agradece los valiosos comentarios y sugerencias de Paul Castillo (BCRP-LSE), Rafael Herrada (BCRP-PUCP), Alberto Humala (BCRP-University of Warwick), Marco Vega (BCRP-LSE), Carlos Montoro (BCRP-LSE) y del lector anónimo del Departamento de Economía de la PUCP. Las opiniones que se presentan en el trabajo no representan necesariamente las del Banco Central de Reserva del Perú.

Correos electrónicos del autor: elahura@pucp.edu.pe, E.Lahura@lse.ac.uk.

¹ Bajo el supuesto de que los precios no se ajustan inmediatamente (*sticky prices*), un aumento de la tasa de interés de corto plazo implica un aumento de la tasa de interés real de corto plazo (incluso bajo el supuesto de expectativas racionales). Además, si la tasa de interés de largo plazo es un promedio ponderado de tasas de interés de corto plazo futuras esperadas (hipótesis de expectativas de estructura de plazos), el aumento en la tasa de interés real de corto plazo implica un aumento de la tasa de interés real de largo plazo. De esta forma, dado que la tasa de interés real de largo plazo es una de las variables más importantes que afectan de manera directa la demanda agregada, un aumento inicial de la tasa de interés de corto plazo inducido por el banco central contrae el gasto y *-ceteris paribus-* genera presiones deflacionarias. De acuerdo al mismo razonamiento, una disminución de la tasa de interés de corto plazo tiene el efecto final de generar presiones inflacionarias.



del traspaso. El propósito de la presente investigación es evaluar empíricamente el “efecto traspaso” de la tasa de interés (*interest rate pass-through*) para el caso peruano, analizando si los movimientos de la tasa de interés interbancaria se “traspasan” a las tasas de interés de préstamos y depósitos, en qué magnitud y a qué velocidad. Además, si la tasa interbancaria refleja la posición de la política monetaria para el periodo analizado, la magnitud y velocidad del “traspaso” permitirá medir el alcance de la política monetaria a través del canal de tasas de interés.

Específicamente, el trabajo evalúa empíricamente tres hipótesis. La primera hipótesis establece que el efecto traspaso de tasas de interés no es completo, es decir, es menor a 1. Sin embargo, se postula que el efecto traspaso se ha incrementado desde febrero de 2001 –fecha en la que el banco central empezó a anunciar un corredor de tasas de interés de referencia– y se ha reforzado con la adopción del esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI) y el uso de la tasa de interés como instrumento operativo. La segunda hipótesis que se plantea es que el anuncio del corredor de tasas de interés por parte del banco central ha permitido que las tasas de interés de mercado se ajusten más rápido ante movimientos de la tasa de interés interbancaria. Es decir, a lo largo del periodo 1995-2004, la velocidad de ajuste de las tasas ha sido no-lineal. Finalmente, la tercera hipótesis establece que la velocidad de ajuste de las tasas de interés es asimétrica. En particular, ante una subida de la tasa interbancaria las tasas activas se ajustan más rápido que las pasivas, mientras que ante una disminución son las tasas pasivas las que se ajustan más rápido.

Dada las características estadísticas de los datos (series no estacionarias) y la naturaleza de las hipótesis, el análisis empírico del efecto traspaso se basó en la estimación de un vector de cointegración y el correspondiente Modelo de Corrección de Errores, No Lineal y Asimétrico. Para tal fin, se utilizó información mensual de las tasas de interés de los saldos de préstamos (tasas activas) y depósitos (tasas pasivas) para el periodo abril 1995 - diciembre 2004. Los resultados de las estimaciones muestran evidencia a favor de las tres hipótesis planteadas. Además, dado que la tasa de interés interbancaria refleja la posición de política desde el anuncio del corredor de tasas y de manera más explícita con la adopción del régimen MEI, se puede inferir que la política monetaria ha mostrado una evolución favorable en términos de su impacto sobre las tasas de interés de mercado.

El trabajo está organizado en 5 secciones. En la sección 2 se presenta una revisión de la literatura teórica del efecto traspaso de la tasa de interés que motiva y permite proporcionar sustento teórico a las estimaciones y resultados obtenidos. En la sección 3 se presenta el análisis de los datos, una breve revisión de los diversos enfoques empíricos adoptados en la literatura y el modelo econométrico relevante para analizar las hipótesis planteadas. En la sección 4 se evalúan empíricamente estas hipótesis a partir de la estimación de un vector de cointegración entre las tasas de interés de mercado y la tasa de interés interbancaria, así como también el correspondiente modelo de corrección de errores no lineal-asimétrico. En la sección 5 se presentan las principales conclusiones e implicancias de política monetaria.

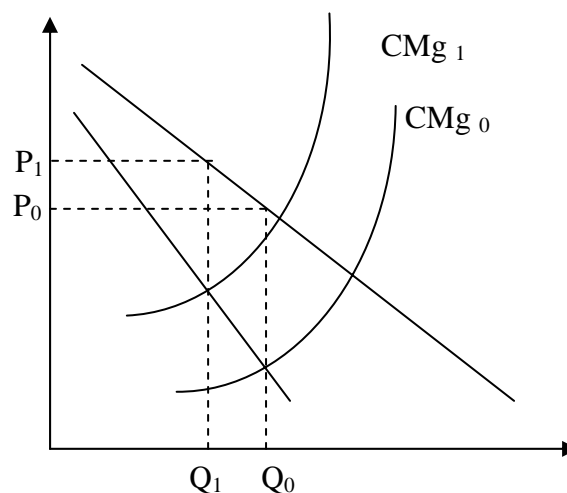
2 Algunos enfoques teóricos sobre el “efecto traspaso” de la tasa de interés

En general, se asume que el efecto traspaso de la tasa de interés es completo, es decir, igual a uno. Sin embargo, la literatura teórica presenta argumentos de por qué el traspaso no siempre es completo, tanto en el corto como en el largo plazo. En esta sección, se presenta una revisión de la literatura teórica del efecto traspaso de la tasa de interés que motiva y permite proporcionar sustento teórico a las estimaciones y resultados obtenidos.

2.1 El efecto traspaso y los costos marginales

Como lo señalan Hofmann y Mizen (2004), el problema del efecto traspaso ha sido estudiado en la literatura de la organización industrial con el objetivo de determinar cómo los costos se *traspasan* a los precios en los mercados oligopolísticos, ya sea domésticamente o a nivel internacional (efecto traspaso del tipo de cambio o *exchange rate pass-through*). En este sentido, el análisis del efecto traspaso de la tasa de interés de política a las tasas de mercado es análogo al traspaso de costos a precios, donde la tasa de política es –de acuerdo a estos autores– el determinante de los costos de fondeo de las instituciones financieras, mientras que las tasas de interés de mercado son los precios de los diferentes productos.

La teoría microeconómica establece que cuando el mercado es de competencia perfecta y la información es completa, el precio del bien es igual al costo marginal, $p = CMg$, y por tanto el cambio en el precio ante un cambio en el costo marginal es igual a 1, $\partial p / \partial CMg = 1$. Sin embargo, cuando se relaja alguno de estos supuestos, esta derivada puede ser menor a uno y, por tanto, $p \neq CMg$. Además, puede existir un “*mark-up*” o margen de ganancia que impide que se cumpla la condición “precio igual al costo marginal”. Por ejemplo, en una situación de monopolio como la descrita en el gráfico, si el costo marginal aumenta de CMg_0 a CMg_1 , el incremento en el precio del bien, $P_1 - P_0$, no necesariamente es proporcional al cambio en el costo marginal pues también se da un ajuste por cantidad, $Q_1 - Q_0$.





En general, el cambio en el precio ante un cambio en el costo marginal depende *ceteris paribus* de la pendiente de la función de demanda y por ende de las elasticidades. En la literatura sobre el efecto traspaso, esta idea se aplica para modelar el comportamiento de la tasa de interés que determinan los bancos en función de un “*mark-up*” β_1 y del costo marginal de conseguir financiamiento adicional β_2 , aproximado por la tasa de interés de referencia del banco central² r_t^{BC} :

$$r_t^m = \beta_1 + \beta_2 r_t^{BC}$$

El coeficiente de traspaso, β_2 , depende de la elasticidad de la demanda de los depósitos y préstamos respecto de la tasa de interés que establecen los bancos. La demanda de depósitos es relativamente inelástica a la tasa de interés de depósitos cuando no existen sustitutos muy cercanos. Así, cuando la demanda de depósitos y préstamos no es totalmente elástica, se espera que el $\beta_2 < 1$. Por otro lado, en un mercado bancario poco competitivo, la literatura señala que las tasas de interés se ajustan de forma incompleta y lenta, a diferencia de uno de competencia perfecta e información completa. Por ello, si los bancos tienen cierto poder de mercado, se espera que $\beta_2 < 1$.

2.2 Factores que afectan el efecto traspaso en el corto y largo plazo

En general, cuando los mercados no son de competencia perfecta y la información no es completa, el efecto traspaso de tasas de interés no necesariamente será completo. La literatura establece algunos factores que pueden afectar el efecto traspaso de largo plazo y de corto plazo, los cuales se describen a continuación.

En el largo plazo el efecto traspaso puede ser incompleto, $\beta_2 < 1$, debido a la presencia de **poder de mercado** y **costos de información asimétrica**. Por un lado, el poder de mercado surge en un contexto oligopolístico, donde existen altos costos de entrada generados por costos hundidos o regulaciones del sistema que impiden la entrada inmediata de nuevos bancos al sistema. Así por ejemplo, una subida – por ejemplo– del costo marginal puede ser asimilada a través de un incremento menos que proporcional de la tasa de interés activa (o en el límite mantenerla constante) eliminando posibilidades de ganancias que puedan aprovechar potenciales entrantes o bancos pequeños. Por otro lado, la información asimétrica puede generar problemas de selección adversa y riesgo moral en el proceso de determinación de las tasas de interés por parte de los bancos, como lo señalan Stiglitz y Weiss (1981). Así, el aumento de las tasas de interés puede atraer a clientes más riesgosos (selección adversa) o hacer que los clientes elijan proyectos más riesgosos (riesgo moral). De esta forma, dado que en un contexto de información asimétrica un aumento de la tasa de interés puede generar pérdidas para los

² Para el caso de una economía dolarizada, es posible conjeturar que el costo marginal incorpore un componente denominado en moneda extranjera. Este componente podría estar compuesto por una tasa de interés internacional (o una tasa doméstica en moneda extranjera) y la depreciación esperada de la moneda (tasa de crecimiento esperada del tipo de cambio). Así, en este caso, el efecto traspaso podría analizarse a través de la siguiente ecuación: $r_t^m = \beta_0 + \beta_1 r_t^{BC} + \beta_2 r_t^* + \beta_4 e_t^e$.



bancos, estos fijarán una tasa de interés por debajo del equilibrio racionando la cantidad de créditos otorgados (racionamiento del crédito).

Si bien en la literatura sobre el efecto traspaso de tasa de interés es usual analizar los casos cuando el efecto es menor o igual a 1, empíricamente se han encontrado casos en que el efecto traspaso es mayor a 1. Al respecto, De Bondt (2002) muestra que si el crédito no está racionado es posible que el efecto traspaso de largo plazo para los créditos riesgosos sea mayor a uno, $\beta_2 > 1$. Para mostrar este resultado, el autor asume una economía con dos tipos de prestatarios: un primer grupo cuyo riesgo es cero y un segundo grupo cuya probabilidad de no pago es creciente con la tasa de interés. Además, asume que los bancos pueden diferenciar entre estos dos tipos de prestatarios, pero no entre clientes dentro de cada grupo. Finalmente, asume que los bancos son neutrales al riesgo. Así, bajo competencia perfecta, los bancos obtienen el mismo retorno esperado para cada tipo de préstamo:

$$\begin{aligned} r_t^1 &= \beta_1 + r_t^{BC} \\ [1 - P(r_t^2)]r_t^2 &= \beta_1 + r_t^{BC} \\ r_t^1 &= [1 - P(r_t^2)]r_t^2 \end{aligned}$$

donde r_t^1 es la tasa de interés que se cobra al primer grupo de clientes, r_t^2 la tasa que se cobra al segundo grupo y $P(r_t^2)$ la probabilidad de no pago del segundo grupo de clientes. Así, para el primer grupo de clientes el efecto traspaso de tasas de interés es uno pues $\partial r_t^1 / \partial r_t^{BC} = 1$, mientras que para el segundo tipo de clientes es $\partial r_t^2 / \partial r_t^{BC} > 1$ (pues los supuestos iniciales implican que $\partial P(r_t^2) / \partial r_t^2 > 0$). Este último resultado establece que los bancos deben incrementar su tasa de interés en un monto mayor al incremento de las tasas de mercado para compensar el aumento en la probabilidad de no pago.

En el corto plazo, el efecto traspaso también puede ser menor a uno por la presencia de **los costos de ajuste**, también denominados **costos de cambio**. Los costos de cambio están asociados a los costos administrativos de cambiarse de banco, buscar información acerca de los bancos candidatos y analizarla, entre otros factores, lo cual permite explicar por qué ante una disminución de las tasas de interés de los depósitos los clientes no se cambian de banco o invierten sus activos en otras actividades. Sharpe (1997) muestra que los costos de cambio son altos cuando existen relaciones contractuales de largo plazo y transacciones repetidas, mientras que Klemperer (1987), muestra que generalmente la existencia de costos de ajuste genera segmentación de mercado y reduce la elasticidad de la demanda.

En la línea de los costos de cambio, Heffernan (1997) señala que la **discriminación dinámica de precios** permite que las entidades financieras puedan explotar la **inercia del consumidor**. De acuerdo al autor, es posible distinguir dos tipos de clientes considerando la información con la que cuentan y factibilidad para el cambio. Por un lado, gran parte de clientes personales de las entidades financieras tienden a poseer información fuera de fecha y son reacios a cambiar de banco debido a la presencia real (o percibida) de altos costos de cambio; esto crea un grupo de consumidores cuyo



comportamiento es muy “inerte”, como lo demuestra Baba et al. (1992). Por otro lado, solo una pequeña parte de los clientes tendrán información actualizada sobre el mercado y estarán dispuestos a cambiar de banco. Entonces, si una entidad enfrenta estos dos tipos de clientes, puede discriminar para capturar ambos grupos.

Finalmente, la literatura señala que los efectos de corto y largo plazo también pueden estar asociados a la percepción de los cambios en la tasa de referencia como transitorios o permanentes (Bredin, et al., 2001). Si el cambio en la tasa de referencia es muy pequeño o se percibe como temporal, entonces las entidades financieras no cambiarán sus tasas de interés, lo cual puede explicarse por la presencia de *costos hundidos* y *costos de menú* (Heffernan, 1987). Por ejemplo mucha de la publicidad dejaría de ser útil si se cambian las tasas de interés ante un cambio en la tasa de referencia, especialmente si se espera que los cambios sean temporales.

2.3 Un modelo simple de información imperfecta y “extracción de señales”³.

Un enfoque alternativo de la literatura para explicar rigideces de precios y “traspasos incompletos” se basa en el supuesto de información imperfecta (Lucas, 1972). De acuerdo a este enfoque, las empresas no tienen información perfecta sobre las condiciones de demanda agregada o sobre sus costos marginales. Para tomar una decisión las empresas enfrentan un problema de “extracción de señales”, pues tienen que obtener la información relevante (señal) a partir de la información disponible (la suma de la señal y un ruido). En este contexto, lo deseable para las empresas es que la información disponible esté compuesta básicamente de “señal” y, por tanto, el ruido sea muy pequeño.

Supóngase que un banco comercial representativo fija su tasa de interés de la siguiente forma:

$$(2.1) \quad r_t^m = \beta_1 + v_t$$

donde β_1 representa el “mark-up” y v_t la “posición de política monetaria”. El banco comercial representativo no puede observar de manera directa la “señal” v_t ; sin embargo, puede observar la tasa de interés interbancaria r_t^{BC} . El problema es que la tasa r_t^{BC} no solo contiene información sobre la posición de la política monetaria v_t , sino pero que además recoge otros choques monetarios transitorios (“ruido”). Específicamente, se asume que la tasa interbancaria esta relacionada a la posición de política de la siguiente manera:

$$(2.2) \quad r_t^{BC} = v_t + \varepsilon_t$$

donde ε_t es un ruido blanco idéntica e independientemente distribuido con media cero, $E(\varepsilon_t) = 0$, y varianza finita y constante, $Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) < \infty$. Además, se asume que la señal v_t es una variable aleatoria independiente del ruido, $E(v_t \varepsilon_t) = 0$, y cuyos momentos relevantes existen. Para establecer una tasa de interés, el banco comercial tiene que resolver un problema de “extracción de señal”, pues a

³ El autor agradece a Paul Castillo (BCRP-LSE) por su aporte en esta sección.



partir de la tasa interbancaria necesita saber qué parte del movimiento de ésta corresponde a cambios en la posición de política monetaria (v_t) y cuál a choques aleatorios (ε_t). Para ello, necesita encontrar un buen predictor de la posición de política monetaria que utilice la información contenida en la tasa interbancaria. Si se asume que el banco desea determinar el mejor predictor lineal de la forma:

$$(2.3) \quad P[v_t | r_t^{BC}] = \beta_2 r_t^{BC}$$

tal que minimice el error cuadrático medio, entonces el problema consiste en encontrar el coeficiente β_2 que resuelve:

$$(2.4) \quad \underset{\beta_2}{\text{Min}} E [v_t - \beta_2 r_t^{BC}]^2$$

Bajo los supuestos mencionados, el valor óptimo de β_2 está dado por:

$$(2.5) \quad \beta_2 = \frac{E(v_t^2)}{E(v_t^2) + E(\varepsilon_t^2)} = \frac{E(v_t^2)}{E(v_t^2) + \sigma_\varepsilon^2} = \frac{1}{\left[1 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{E(v_t^2)}\right]}$$

y dado que $\text{Var}(v_t) = E(v_t^2) - [E(v_t)]^2$, se tiene que:

$$(2.6) \quad \beta_2 = \left[1 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\text{Var}(v_t) + [E(v_t)]^2}\right]^{-1}$$

Al reemplazar (2.6) en la fórmula del predictor (2.3) y éste último resultado en (2.1), se obtiene que el banco comercial fija su tasa de interés de mercado de acuerdo a:

$$(2.7) \quad r_t^m = \beta_1 + \beta_2 r_t^{BC} = \beta_1 + \left[\frac{1}{1 + rrs_t}\right] r_t^{BC}$$

donde $rrs_t \equiv \sigma_\varepsilon^2 / (\text{Var}(v_t) + [E(v_t)]^2)$ será denominado ratio “ruido-síñal”, el cual representa el ratio entre la varianza del “ruido” y la suma de la varianza de la posición de política o “síñal” y el cuadrado de su promedio. Así, bajo el supuesto de información imperfecta, este modelo sugiere que el efecto traspaso de la tasa interbancaria a la tasa de interés de mercado, β_2 , depende inversamente del ratio “ruido-síñal”. De esta forma, mientras más clara sea la síñal de política que se transmite a través de la tasa interbancaria (es decir, a menor ratio ruido/síñal), el coeficiente de traspaso tenderá a ser completo, $\beta_2 = 1$.⁴

Para el caso peruano reciente, este modelo simple de “extracción de síñal” predice que el coeficiente de traspaso de la tasa de interés interbancaria hacia las tasas de mercado debería ser incompleto ($0 \leq \beta_2 < 1$) antes de la implementación del esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI) y del anuncio del corredor de tasas de interés, pues en ese periodo la tasa interbancaria no era un buen

⁴ Nótese que este modelo simple no podría explicar por qué el efecto traspaso podría ser mayor a uno.



indicador de la posición de la política monetaria o “señal” (el ratio “ruido-señal” era muy grande). Por el contrario, el modelo predice que el efecto traspaso debería mostrar un aumento continuo hacia un traspaso completo ($\beta_2 = 1$) luego del anuncio de corredor de tasas de interés y de la implementación del esquema MEI, pues desde entonces la tasa interbancaria ha reflejado cada vez más claramente la posición de la política monetaria.

3 Análisis de los datos y modelo econométrico

Para analizar el efecto traspaso de la tasa de interés interbancaria sobre las tasas de mercado, se utilizaron dos tasas activas (de los saldos de préstamos menores a 360 días y préstamos mayores a 360 días) y cinco tasas pasivas (de los saldos de depósitos de ahorro, plazo a 30 días, plazo hasta 180 días, plazo hasta 360 días y plazo a más de 360 días), para el periodo abril 1995-diciembre 2004. Los datos fueron obtenidos de diferentes números de la Nota Semanal publicada por el Banco Central de Reserva del Perú.

A continuación, se describe brevemente los diferentes enfoques empíricos utilizados en el análisis del efecto traspaso de tasas de interés, se analizan las principales características de los datos y se plantea el modelo empírico a utilizar.

3.1 Enfoques empíricos sobre el *efecto traspaso de tasas de interés*

En la literatura empírica se han utilizado principalmente dos grupos de metodologías para analizar el efecto traspaso de las tasas de interés, las cuales dependen del orden de integración de las series y de la existencia de co-integración entre las mismas: (a) cointegración y modelo de corrección de errores, y (b) otros modelos dinámicos.

Cointegración y Modelos de Corrección de Errores. Si las series son integradas de orden uno (no estacionarias en niveles pero sí en primeras diferencias) y co-integran, entonces el análisis del efecto traspaso se puede realizar a través de un Modelo de Corrección de Errores (MCE). Más aún, en la literatura se distingue entre MCE lineales como en Hefferman (1997), De Bondt (2002), Toolsema (2002), y MCE no lineales y asimétricos como los utilizados por Bredin, et al. (2001), Espinoza y Vega (2003), Sarno y Thornton (2003), Horvath (2003), Crespo y Cuaresma (2004) y Hofmann y Mizen (2004).

Otros Modelos Dinámicos. Si las tasas de interés son estacionarias en niveles (integradas de orden cero), la estimación se realiza en niveles (Berstein y Fuentes, 2003); si son no estacionarias y no co-integran, la estimación se realiza en primeras diferencias (Disyatat y Vongsinsirikul, 2003).

3.2 Orden de integración, quiebres y raíz unitaria.

El análisis de la estacionariedad de las tasas de interés se realizó a través de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF). Dada la naturaleza de las series (series con valores no negativos y sin tendencia



determinística), la especificación de la prueba ADF utilizada fue la que considera como único componente determinístico un intercepto⁵. Para elegir el número de rezagos se compararon modelos que incluían hasta un máximo de rezagos igual al valor entero más cercano a $12 * (T / 100)^{0,25}$ (donde T denota el tamaño de muestra), como lo sugiere Hayashi (2000)⁶. La comparación se basó en los criterios convencionales de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) y Hannan-Quinn, así como también en los criterios modificados de Akaike (MAIC), Schwarz (MSIC) y Hannan-Quinn (MHQ) sugeridos por Ng y Perron (2001).

Como se puede apreciar en la Tabla 1, bajo los criterios modificados (MAIC, MSIC y MHQ), la hipótesis nula de raíz unitaria no puede rechazarse al 1, 5 y 10 por ciento de significancia para los niveles de todas las tasas de interés. Al aplicar la prueba ADF a las primeras de diferencias de las series, la hipótesis de raíz unitaria se rechaza al 10 y 5 por ciento de significancia en todos los casos, y al 1 por ciento en el caso de la tasa de interés de préstamos mayores a 360 días, la tasa de depósitos a plazo hasta 180 días y la tasa interbancaria. Así, los resultados de la prueba ADF muestran que, para el periodo analizado, las tasas de interés pueden ser consideradas como series integradas de orden 1 y susceptibles de ser analizadas a través del enfoque de cointegración.

Tabla 1

Pruebas de Raíz Unitaria ADF para las tasas de interés: 1995-2004^{1/}
(probabilidades)

	Series en niveles							
	Préstamos		Ahorro	Depósitos			Interbancaria	
Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Plazo hasta 30 días		Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días		
Criterio AIC	0,89	0,96	0,89	0,87	0,84	0,83	0,98	0,69
Criterio SIC	0,89	0,96	0,89	0,84	0,90	0,91	0,98	0,03
Criterio HQ	0,89	0,96	0,89	0,84	0,84	0,91	0,98	0,03
Criterio MAIC	0,89	0,96	0,89	0,87	0,90	0,83	0,98	0,69
Criterio MSIC	0,89	0,96	0,89	0,90	0,90	0,91	0,98	0,74
Criterio MHQ	0,89	0,96	0,89	0,84	0,90	0,91	0,98	0,74
	Series en diferencias							
	Préstamos		Ahorro	Depósitos			Interbancaria	
Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Plazo hasta 30 días		Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días		
Criterio AIC	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Criterio SIC	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Criterio HQ	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Criterio MAIC	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,01	0,02	0,00
Criterio MSIC	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,01	0,02	0,00
Criterio MHQ	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,01	0,02	0,00

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria.

Sin embargo, considerando el hecho de que la prueba ADF pierde potencia cuando las series son estacionarias con quiebre, se procedió a aplicar la prueba de Zivot & Andrews (1992) para determinar si las series son raíz unitaria (hipótesis nula) o estacionarias con quiebre (en media, tendencia o

⁵ Los resultados de la prueba ADF para las demás especificaciones se presentan en el Anexo 1. Además, se aplicaron las pruebas DF-GLS y Punto Óptimo de Elliot, Rothemberg y Stock (1996), KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin, 1992) y la prueba de Ng y Perron (2001). En general, los resultados son consistentes con los de la prueba ADF.

⁶ Hayashi (2000), p. 594.



ambas). Los resultados que se presentan en la Tabla 2 muestran que no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria en favor de la estacionariedad con quiebre al 1, 5 ó 10 por ciento de significancia, excepto para la tasa de interés de depósitos de ahorro (se rechaza al 1 por ciento de significancia) y la interbancaria (se rechaza al 5 por ciento de significancia).

Tabla 2

Pruebas de Raíz Unitaria Zivot-Andrews para las tasas de interés: 1995-2004^{1/}
(Estadístico calculado en paréntesis)^{2/}

	prest360	prestm360	ahorro	plazo30	plazo180	plazo360	plazom360	interbancaria
Intercepto	-3,89218	-4,18050	-5,87060 *	-4,34669	-4,61853	-3,99587	-4,60684	-4,82160 **
Tendencia	-2,93655	-2,88922	-3,17187	-2,55365	-3,50127	-3,27465	-3,42595	-4,86900 **
Ambos	-2,93655	-3,97303	-5,77963 *	-3,55878	-4,16507	-4,14705	-4,42448	-5,24316 **

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria y la alternativa es estacionaria con quiebre.

2/ Se evalúa la hipótesis nula al 1 por ciento (*) y 5 por ciento (**) de significancia.

Para descartar la posibilidad de que la tasa de interés interbancaria y la de depósitos de ahorro sean series de tiempo estacionarias con quiebre, también se utilizó la prueba de raíz unitaria de Perron (1997), la cual determina endógenamente el punto de quiebre:

Tabla 3

Pruebas de Raíz Unitaria Perron (1997) para las tasas de interés: 1995-2004^{1/}
(Estadístico calculado en paréntesis)^{2/}

	prest360	prestm360	ahorro	plazo30	plazo180	plazo360	plazom360	interbancaria
Intercepto	-3,83648	-4,11572	-5,85097 *	-4,78988 **	-4,77000 **	-4,34846	-5,26830 **	-4,50609
Inter. & pend.	-2,91994	-3,83873	-3,57170	-4,41710	-4,38176	-4,60059	-4,73889	-4,69299
Pendiente	-2,19541	-2,83851	-1,93207	-3,39144	-3,42115	-3,67776	-4,59088 **	-3,65946

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria y la alternativa es estacionaria con quiebre.

2/ Se evalúa la hipótesis nula al 1 por ciento (*), 5 por ciento (**) y 10 por ciento (**) de significancia. Se usan los valores críticos para infinitas observaciones.

Los resultados de la prueba de Perron (1997) que se presentan en la Tabla 3 indican que no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria para la tasa de interés interbancaria. Sin embargo, la prueba de Perron concuerda con la prueba de Zivot & Andrews en que la tasa de ahorro puede ser considerada como una serie estacionaria con quiebre en media (se rechaza la hipótesis de raíz unitaria a favor de la hipótesis de estacionariedad con quiebre en intercepto al 1 por ciento de significancia).

En resumen, los resultados de las pruebas ADF, Zivot & Andrews y Perron sugieren que las tasas de interés analizadas pueden ser consideradas como integradas de orden 1 (raíz unitaria en niveles y estacionarias en diferencias), con excepción de la tasa de ahorro que aparentemente sería estacionaria con quiebre (al menos en la muestra analizada). De esta forma, la estimación del efecto traspaso de tasas de interés puede basarse en el enfoque de cointegración y modelo de corrección de errores entre las tasas de interés de mercado (excepto la tasa de ahorro) y la tasa de interés interbancaria, al menos para la muestra analizada.

3.3 Modelo de corrección de errores no lineal-asimétrico.

Dado que la literatura sugiere la existencia de una relación de largo plazo entre la tasa de interés de referencia y las tasas de mercado, y que las series pueden ser consideradas integradas de orden uno (al menos para la muestra analizada), las hipótesis planteadas serán analizadas a través de un Modelo de Corrección de Errores, donde se asume que la tasa de interés interbancaria (tasa de referencia) es exógena.

Si las series de tiempo r_t^M y r_t^R cointegran, la relación de largo plazo esta dada por:

$$(3.1) \quad r_t^M = \beta_1 + \beta_2 r_t^R + u_t$$

donde el vector de cointegración es $[1 \quad -\beta_1 \quad -\beta_2]$. El equilibrio de estado estacionario implica que –en promedio– se cumple que $r_t^M = \beta_1 + \beta_2 r_t^R$. Si se produce alguna desviación de las variables respecto de esta situación de equilibrio, esta desviación estará dada por:

$$u_{t-1} \equiv r_{t-1}^M - \beta_1 - \beta_2 r_{t-1}^R$$

Así, si r_t^M sube o r_t^R cae (o ambos casos), entonces se produce una desviación positiva respecto de la relación de largo plazo, mientras que la desviación es negativa si r_t^M cae o r_t^R sube (o ambos casos).

En este contexto, el corto plazo puede ser descrito a través de un MCE de acuerdo al Teorema de Representación de Granger (Engle y Granger, 1987). Una característica importante del MCE es que describe la dinámica de corto plazo en términos de la desviación de largo plazo, u_{t-1} , y de los rezagos de las primeras diferencias de las series:

$$(3.2) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha(r_{t-1}^M - \beta_1 - \beta_2 r_{t-1}^R) + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

La hipótesis de un *efecto traspaso incompleto* de tasas de interés (primera hipótesis) se evalúa analizando la significancia estadística del estimado del parámetro $\beta_2 < 1$. Además, si a través del análisis de la evolución de este parámetro a lo largo de la muestra se puede verificar si luego del anuncio de tasas de interés (febrero de 2001) el efecto traspaso se ha incrementado y reforzado con la adopción del esquema de metas explícitas de inflación (enero de 2002).

Para evaluar la hipótesis que el *anuncio del corredor de tasas* por parte del banco central ha permitido que las *tasas de interés de mercado se ajusten más rápido* ante movimientos de la tasa de interés interbancaria (segunda hipótesis), se utiliza el siguiente *modelo de corrección de errores no lineal*:

$$(3.3) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 (d_t u_{t-1}) + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

donde $d_t = 1$ si t pertenece al periodo posterior al anuncio de corredor de tasas y cero en otro caso. Si el parámetro α_2 es significativo, entonces la velocidad de ajuste no es constante sino que cambia



luego del anuncio del corredor de tasas; más aún, si la velocidad de ajuste se ha incrementado, entonces se espera que α_2 sea negativo.

Finalmente, para analizar la hipótesis de *asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés de mercado* (ante desviaciones positivas o negativas de su relación de largo plazo, que pueden ser generadas por movimientos en la interbancaria) se utiliza el siguiente modelo general:

$$(3.4) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha_0 u_{t-1} + \alpha_1 u_{t-1}^+ + \alpha_2 u_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

$$\text{donde: } u_t = \begin{cases} u_t^+ & \text{si } u_t > 0 \\ u_t^- & \text{si } u_t < 0 \end{cases}$$

El término u_t^+ representa desviaciones positivas (aumento de r_t^M o disminución de r_t^R), u_t^- desviaciones negativas (disminución de r_t^M o aumento de r_t^R) y $u_t = u_t^+ + u_t^-$. A partir de (3.4), la hipótesis de asimetría puede verificarse si α_1 y α_2 son significativos y si se rechaza la hipótesis nula de que $\alpha_1 = \alpha_2$ en la ecuación:

$$(3.4a) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha_1 u_{t-1}^+ + \alpha_2 u_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

Si no es posible rechazar la hipótesis $\alpha_1 = \alpha_2$, entonces no existen asimetrías y el modelo resultante es:

$$(3.4b) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha_1 u_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

Si el modelo relevante es (3.4a), se tiene que la velocidad de ajuste es asimétrica pues depende del sentido de la desviación de la relación de largo plazo, la cual se produce por movimientos en la interbancaria (si esta última es una variable exógena, como se ha asumido). Adicionalmente, si se espera que las tasas de interés activas reaccionen más rápido ante un aumento de la tasa de referencia (desviación negativa de la relación de largo plazo o simplemente “desviación negativa”) que ante una disminución, entonces en los respectivos modelos de corrección de errores de las tasas activas debe verificarse que:

- α_2 sea significativo y que $|\alpha_2| > |\alpha_1|$, o alternativamente,
- α_2 sea significativo y que $\alpha_1 = 0$.

De la misma forma, si se espera que las tasas de interés pasivas reaccionen más rápido ante una disminución de la tasa de referencia (desviación positiva) que ante un aumento, entonces en los respectivos modelos de corrección de errores de las tasas pasivas debe verificarse que:

- α_1 sea significativo y que $|\alpha_1| > |\alpha_2|$, o alternativamente,

- α_1 sea significativo y que $\alpha_2 = 0$.

De ser así, se tendría que en el corto plazo los bancos reaccionan asimétricamente ante movimientos de la tasa interbancaria generando un incremento del “margen” entre tasas activas y pasivas: si la tasa interbancaria sube, entonces tanto las tasas de interés activas como las pasivas suben en el largo plazo (efecto traspaso), pero en el corto plazo aumenta el margen porque las tasas activas suben más rápido.

Siguiendo a Hoffman y Mizen (2004), para evaluar la hipótesis de asimetría el modelo (3.4) puede ser escrito de la siguiente forma:

$$(3.4a) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + (\alpha_0 + \alpha_1) u_{t-1}^+ + (\alpha_0 + \alpha_2) u_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \varphi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

que es similar a (3.4a). A partir de la ecuación (3.4a), la hipótesis de asimetría puede verificarse si se rechaza la hipótesis nula de que $(\alpha_0 + \alpha_1) = (\alpha_0 + \alpha_2)$.

Finalmente, para evaluar de manera conjunta las hipótesis de no-linealidad y asimetría, se utiliza el siguiente modelo:

$$(3.5) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + (\alpha_0 + \alpha_1) u_{t-1}^+ + (\alpha_0 + \alpha_2) u_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \varphi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

que es similar a (3.4a). A partir de la ecuación (3.5), la hipótesis de asimetría puede verificarse si se rechaza la hipótesis nula de que $(\alpha_0 + \alpha_1) = (\alpha_0 + \alpha_2)$.

Finalmente, para evaluar de manera conjunta las hipótesis de no-linealidad y asimetría, se utiliza el siguiente modelo:

$$(3.6) \quad \begin{aligned} \Delta r_t^M = & \theta_0 + \alpha_0 u_{t-1} + \alpha_0' (d_t u_{t-1}) + \alpha_1 u_{t-1}^+ + \alpha_2 u_{t-1}^- + \alpha_3 (d_t u_{t-1}^+) + \alpha_4 (d_t u_{t-1}^-) \\ & + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \varphi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Para llevar a cabo la estimación de los modelos de corrección de errores para las diferentes tasas de interés, se utilizó la metodología propuesta por Engle y Granger (1987), considerando que la relación de largo plazo es entre dos variables (tasa de interés de mercado y la tasa de referencia) y que la tasa de referencia se determina de manera exógena⁷.

4 Resultados

Para evaluar empíricamente la validez de las hipótesis planteadas, en esta sección se presentan e interpretan los resultados obtenidos a partir de las estimaciones de los vectores de cointegración y los correspondientes modelos de corrección de errores de las diferentes tasas de interés, basados en la metodología de Engle y Granger (1987), no lineales y asimétricos.

⁷ En el apéndice 2 se presenta una discusión sobre los criterios para elegir la metodología Engle-Granger o la de Johansen.



4.1 El efecto traspaso de tasas de interés en moneda doméstica: 1995-2004

Para cuantificar y analizar la evolución del efecto traspaso de largo plazo de la tasa de interés interbancaria sobre cada tasa de interés, se procedió a la identificación y estimación de un vector de cointegración entre estas variables. Para ello, se utilizó la metodología de Engle y Granger⁸, considerando información mensual de las tasas de interés para dos sub-muestras: abril 1995-diciembre 2001⁹ y abril 1995-diciembre 2004, para así evaluar la relevancia de la implementación del esquema de metas de inflación. En la Tabla 4 se muestran los resultados de las estimaciones.

Tabla 4
Efecto traspaso de la tasa interbancaria a las tasas de interés de mercado en moneda doméstica:
abril 1995- diciembre 2004

	Préstamos		Depósitos			
	Hasta 360 días	Más de 360 días	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más de 360 días
Abril 1995-Diciembre 2001						
Efecto "traspaso" ^{1/}	0,36 (0,07)	0,59 (0,18)	0,31 (0,05)	0,20 (0,05)	0,10 (0,05)	0,07 (0,05)
R-cuadrado	0,23	0,12	0,37	0,16	0,05	0,02
R-cuadrado ajustado	0,22	0,11	0,36	0,15	0,04	0,01
Prueba de raíz unitaria ADF para los residuos ^{2/}						
AIC	-2,24	-1,16	-1,32	-1,36	-1,62	-0,83
SC	-2,24	-1,16	-2,05	-1,36	-1,62	-0,35
HQ	-2,24	-1,16	-2,05	-1,36	-1,62	-0,83
Abril 1995-Diciembre 2004						
Efecto "traspaso" ^{1/}	0,88 (0,06)	1,45 (0,12)	0,70 (0,04)	0,67 (0,05)	0,61 (0,05)	0,55 (0,05)
R-cuadrado	0,65	0,55	0,71	0,62	0,54	0,49
R-cuadrado ajustado	0,64	0,54	0,71	0,62	0,54	0,49
Prueba de raíz unitaria ADF para los residuos ^{2/}						
AIC	-4,70 *	-3,60 **	-4,82 *	-4,34 *	-3,66 **	-2,18
SC	-4,70 *	-3,60 **	-4,82 *	-4,34 *	-3,66 **	-3,26 ***
HQ	-4,70 *	-3,60 **	-4,82 *	-4,34 *	-3,66 **	-3,26 ***
Cambio en el "efecto traspaso"	0,51	0,86	0,39	0,47	0,51	0,47

1/ Desvíos estándar entre paréntesis.

2/ En la tabla se presentan los estadísticos calculados. Los valores críticos contra los cuales se comparan los estadísticos ADF para evaluar la hipótesis nula de ausencia de cointegración (considerando un intercepto en el vector de cointegración) cuando se estima el modelo siguiendo la metodología de Engle & Granger (1988) son los sugeridos por MacKinnon (1991). Para la primera submuestra son: -4.123 (1% de significancia), -3.461 (5% de significancia) y -3.130 (10% de significancia). Para la segunda submuestra son: -4.008 (1% de significancia), -3.398 (5% de significancia) y -3.087 (10% de significancia). Además * * * denota significativo al 1 por ciento, ** * significativo al 5 por ciento y * * * * significativo al 10 por ciento.

Para la primera sub-muestra, al comparar los estadísticos ADF calculados de los residuos de la ecuación $r_t^m = \beta_1 + \beta_2 r_t^{BC} + u_t$ con los valores críticos relevantes al 1 por ciento (-4,008), 5 por

⁸ Los resultados obtenidos sobre la existencia de un único vector de cointegración entre las diferentes tasas de interés y la tasa interbancaria son similares al aplicar la metodología de Johansen.

⁹ Para ello, se verificó que las tasas de interés sean raíz unitaria en la muestra analizada. Sin embargo, no todos los criterios de selección de rezagos para las pruebas de raíz unitaria coincidieron.



ciento (3,398) y 10 por ciento (3,087) de significancia, se observa que los estadísticos calculados son menores, por lo cual se concluye que no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (residuos no estacionarios) y por lo tanto tampoco la hipótesis ausencia de cointegración (de acuerdo a la metodología de Engle y Granger). Este resultado sugiere que no hay evidencia de una relación de largo plazo entre la tasa interbancaria y las diferentes tasas de interés de préstamos y depósitos entre 1995 y 2001, por lo que se puede afirmar que en este periodo existió un componente sistemático en el comportamiento de las tasas de interés de mercado (pues los residuos son no estacionarios) que no estuvo asociado a la tasa de interés interbancaria.¹⁰

Sin embargo, al ampliar la muestra de análisis hasta diciembre de 2004, se observa que los estadísticos calculados son mayores que los valores críticos al 5 por ciento de significancia para todas las tasas de interés excepto para la de depósitos a más de 360 días (sólo al 10 por ciento). De esta forma, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria (residuos estacionarios) y por ende también la hipótesis de ausencia de cointegración (de acuerdo a la metodología de Engle y Granger). Este resultado muestra evidencia de una relación de largo plazo entre la tasa interbancaria y las diferentes tasas de interés de préstamos y depósitos entre 1995 y 2004. Así, el análisis para la primera sub-muestra y la segunda (muestra ampliada) sugiere que la relación de largo plazo que se observa en la actualidad se ha visto influenciada por la implementación del esquema de metas de inflación.

En términos de la magnitud del efecto traspaso, la Tabla 4 muestra que antes de la implementación del régimen MEI en el Perú, el efecto traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de mercado era bajo y en promedio igual a 0,5 (considerando el promedio simple de todas las tasas), especialmente para las tasas de interés de los depósitos (0,16 en promedio)¹¹. Específicamente, en el caso de las tasas de interés de préstamos, el traspaso fue relativamente alto para los préstamos mayores a 360 días (coeficiente de 0,59), mientras que para las tasas de interés de depósitos el efecto traspaso estuvo inversamente relacionado al plazo del depósito (a mayor plazo, menor el coeficiente de traspaso), registrando un margen de variación entre 0,07 y 0,31.

Luego de 3 años de MEI, el efecto traspaso de la tasa interbancaria a las tasas de mercado se ha incrementado para todas las tasas de interés. Específicamente, para la muestra abril 1995-diciembre 2004, el efecto traspaso es 1,2 en promedio para el caso de las tasas de interés de préstamos y 0,6 en promedio para las tasas de interés de depósitos. En particular, para las tasas de préstamos menores a 360 días el efecto traspaso es alto pero no completo (coeficiente 0,88), mientras que en el caso de las tasas de préstamos mayores a 360 días es mayor a 1 (coeficiente 1,45). De acuerdo a la literatura teórica, este último resultado sugiere que en el caso de los préstamos mayores a 360 días no existiría racionamiento del crédito, pero que los bancos “castigan” en promedio a los más riesgosos. Por otro lado, para el caso de las tasas de interés de depósitos, se mantiene el resultado de que el efecto traspaso

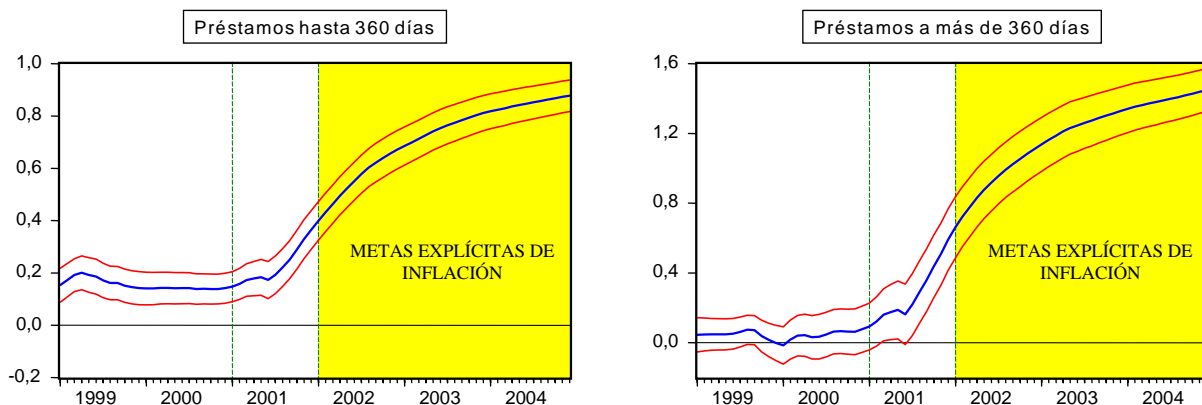
¹⁰ Estos resultados son similares cuando se analiza el periodo abril 1995-enero 2001 (antes del anuncio del corredor de tasas de interés).

¹¹ La comparación de los parámetros estimados del efecto traspaso se basa en los resultados de una prueba convencional de igualdad de parámetros a través de un estadístico F (para todas las tasas de interés consideradas). Sin embargo, el lector podría advertir que los coeficientes estimados para la primera sub-muestra pueden ser espurios dada la ausencia de cointegración. Sin embargo, más adelante se descarta esta posibilidad a través del análisis de la evolución de los parámetros de largo plazo y de la “convergencia” de las tasas de interés con la interbancaria hacia una única relación de largo plazo.

esta relacionado inversamente al plazo de los depósitos (a mayor plazo, menor coeficiente de traspaso); sin embargo, el rango de variación se ha incrementado respecto al periodo anterior de 0,55 hasta 0,7.¹²

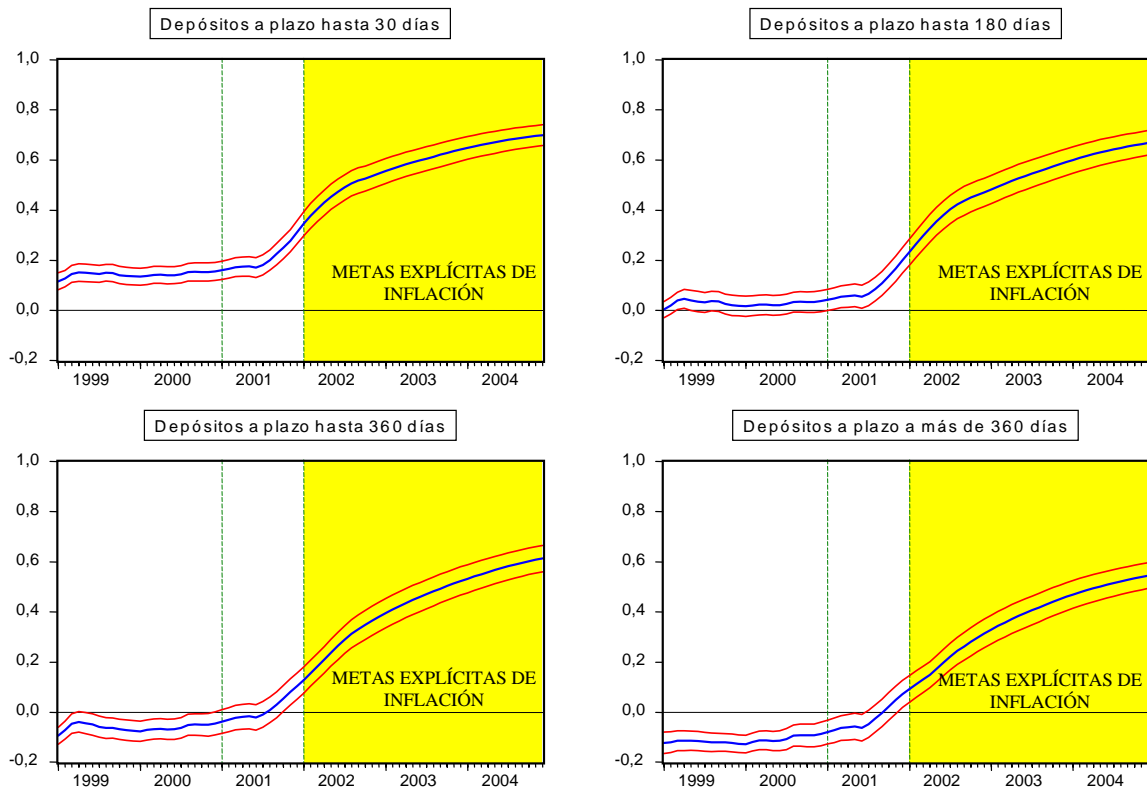
La Figura 1 muestra la evolución de los coeficientes de traspaso de largo plazo para el caso de las tasas de interés de préstamos y la Figura 2 para el caso de las tasas de interés de los depósitos. Los coeficientes de traspaso son los estimados de β_2 de la ecuación (3.1) para cada tasa de interés de mercado, obtenidos a través de la metodología Engle y Granger (1987), pero de manera recursiva (mínimos cuadrados recursivos). La muestra inicial del proceso recursivo abarca el periodo abril 1995-enero 1998. Para todas las tasas de interés, se calcularon bandas de confianza usando el desvío estándar estimado de cada coeficiente estimado de traspaso. Así, el coeficiente de traspaso se considera estadísticamente igual a cero si las bandas envuelven el valor cero a pesar que el coeficiente puntual estimado sea diferente de cero.

Figura 1: Evolución del efecto traspaso estimado para las tasas de interés de préstamos



¹² Debido a que el sistema bancario peruano está parcialmente dolarizado, se evaluó la relevancia de incorporar dentro del costo marginal en soles un componente asociado a la dolarización de los créditos y depósitos. La idea central fue considerar el modelo: $r_t^m = \beta_0 + \beta_1 r_t^{BC} + \beta_2 r_t^* + \beta_4 e_t^e$. Para la muestra analizada, no fue posible encontrar una relación significativa en niveles o diferencias. Este resultado podría interpretarse como evidencia indirecta de que no existe un grado de sustitución significativo entre préstamos y depósitos en moneda nacional y extranjera. Sin embargo, esto escapa del alcance del presente trabajo y requiere un análisis más exhaustivo. Como ejercicio adicional, se analizó la relación entre tasas de interés en moneda extranjera, la tasa Libor a 3 meses y la tasa de crecimiento del tipo de cambio "spot". Los resultados preliminares (ver Anexo 3) muestran que, al igual que en el caso de moneda doméstica, el traspaso de la tasa Libor hacia las tasas de mercado en moneda extranjera se ha incrementado considerablemente a partir del anuncio de tasas de interés y principalmente con el inicio del esquema de metas de inflación.

Figura 2: Evolución del efecto traspaso estimado para las tasas de interés de depósitos



El principal resultado que sugieren estos gráficos (consistente con el modelo teórico presentado en la sección 2.3) es que el efecto traspaso de largo plazo se ha incrementado de manera continua con el anuncio del corredor de tasas de interés y luego de la adopción del esquema MEI. Así, como se puede apreciar en las Figuras 1 y 2, hasta antes del anuncio del corredor de tasas de interés (febrero 2001) y de la implementación del esquema de metas de inflación (enero 2002), el efecto traspaso fue estadísticamente significativo y muy bajo para las tasas de interés de préstamos hasta 360 días (coeficiente promedio de 0,15) y depósitos hasta 30 días (coeficiente promedio de 0,14). Para el resto de tasas de interés, el efecto traspaso fue no significativo o inclusive negativo. Este resultado muestra evidencia que entre 1995 y 2001 las tasas de interés de mercado no estuvieron vinculadas a la tasa interbancaria, periodo en el que además la tasa de interés no era el instrumento de política monetaria. Sin embargo, luego del anuncio de la implementación de un corredor de tasas de interés en febrero de 2001, el coeficiente de traspaso de la tasa de interés interbancaria empezó a ser significativo y crecer para todas las tasas activas y pasivas del mercado, lo cual se reforzó con la implementación del régimen de metas explícitas de inflación.

Económicamente, la evolución de los coeficientes estimados de largo plazo (que miden el efecto traspaso) sugieren que la relación de cointegración no ha sido constante, pues la tasa interbancaria y cada una de las tasas de interés han seguido un proceso de “convergencia” hacia un único vector de cointegración o relación de largo plazo. Para verificar esta afirmación, y así evitar el problema de que



los coeficientes estimados “recursivamente” sean espurios, se aplicó la prueba de parámetros constantes de Hansen y Johansen (1999) para sistemas cointegrados, utilizada recientemente por Rangvid (2001) y Kim et al. (2005), entre otros. Esta prueba se basa en la estimación recursiva de los valores propios de la matriz de los vectores de cointegración. Sin embargo, dado que la prueba de Hansen y Johansen se desarrolla en el contexto de la metodología multivariada de Johansen (1995), también se aplicó una prueba similar para el caso de la metodología de Engle y Granger, basada en el análisis de la estacionariedad recursiva del error de cointegración. Como se muestra en el Anexo 4, los resultados sugieren que la tasa interbancaria y cada una de las tasa de interés analizadas han experimentado un proceso de “convergencia” hacia una única relación de largo plazo, lo cual es consistente con la evolución del parámetro de traspaso de largo plazo. Así, en línea con el modelo de extracción de señal presentado en la sección 2.3, estos resultados proporcionan evidencia a favor de la primera hipótesis planteada: el efecto traspaso de largo plazo se ha incrementado luego del anuncio del corredor de tasas de interés y la adopción del esquema MEI.

4.2 El anuncio del corredor de tasas de interés y la hipótesis de no-linealidad

Para evaluar la hipótesis de no linealidad en la velocidad de ajuste de las tasas de interés de mercado y su vínculo con el anuncio del corredor de tasas de interés por parte del banco central (que marcó el inicio del uso de la tasa de interés como instrumento de señalización de la posición de la política monetaria), se estimaron los respectivos modelos de corrección de errores (MCE's). Los resultados se muestran en la Tabla 5.

El efecto traspaso considerado es el que se obtiene utilizando la muestra completa y sobre esa estimación se ha construido el modelo de corrección de errores para todos los casos. Dado que los residuos del vector de cointegración (de todas las ecuaciones) presentan autocorrelación, la inferencia estadística sobre los coeficientes del vector de cointegración no es apropiada. Para solucionar este problema, se aplicó el procedimiento de ajuste propuesto por Phillips y Hansen (1990), por el cual se corrige el estadístico t para que los procedimientos de inferencia convencionales seña válidos. Luego de calcular para cada caso el estadístico “t ajustado” (y el “desvío estándar ajustado” implícito), se observa que todos los coeficientes que representan el efecto traspaso son significativos al 1, 5 y 10 por ciento, con excepción de la tasa de interés de depósitos a más de 360 días que es significativa al 5 y 10 por ciento.

Respecto de los modelos de corrección de errores, se puede observar que el ajuste de los mismos es aceptable pues el R^2 simple y ajustado registra valores por encima de 50 por ciento para las tasas de interés de los depósitos de hasta 30, 180, y 360 días; el ajuste más bajo es para la tasa de interés de préstamos mayores a 360 días (R^2 de 0.16 y R^2 ajustado de 0.10).



Tabla 5
Efecto traspaso no lineal de tasas de interés en moneda doméstica: análisis de corto y largo plazo
(Abril 1995- Diciembre 2004)

	Préstamos		Depósitos			
	Hasta 360 días	Más de 360 días	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más de 360 días
Modelo de Largo Plazo						
Efecto "traspaso"	0,88	1,45	0,70	0,67	0,61	0,55
t-calculado	14,5	11,8	16,8	13,7	11,6	10,5
t-calculado ajustado ^{1/}	4,7	3,8	5,3	4,1	3,9	2,3
desv. est. Ajustado ^{1/}	(0,19)	(0,39)	(0,13)	(0,16)	(0,16)	(0,23)
R-cuadrado	0,65	0,55	0,71	0,62	0,54	0,49
R-cuadrado ajustado	0,64	0,54	0,71	0,62	0,54	0,49
Modelo de corrección de errores						
Error(-1)	-0,13	-0,06	-0,14	-0,06	-0,09	-0,02
	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
Error(-1)*Feb2001	-0,14	-0,18	-0,17	-0,08		-0,04
	(0,06)	(0,07)	(0,08)	(0,04)		(0,03)
Interbancaria	0,05	0,07	0,13	0,03		
	(0,02)	(0,04)	(0,01)	(0,01)		
constante	0,24	0,18	0,12	0,05	0,08	-0,03
	(0,1)	(0,20)	(0,07)	(0,05)	(0,04)	(0,04)
R-cuadrado	0,46	0,16	0,58	0,63	0,56	0,36
R-cuadrado ajustado	0,43	0,10	0,55	0,60	0,53	0,33
Veloc. de ajuste antes de feb. 2001						
(en número de meses)	7	17	6	15	11	52
Veloc. de ajuste luego de feb. 2001						
(en número de meses)	4	4	3	7	11	16

1/ Ajuste sugerido por Phillips y Hansen (1990).

El término "Error(-1)" representa el error de cointegración o desviación de la relación de largo plazo de la tasa de interés de mercado y la tasa de interés de préstamos mayores a 360 días (R^2 de 0,16 y R^2 ajustado de 0,10).

El término "Error(-1)" representa el error de cointegración o desviación de la relación de largo plazo de la tasa de interés y la interbancaria, y su coeficiente mide la velocidad de ajuste de la tasa de interés en cada periodo ante la magnitud de la desviación del periodo anterior. Así por ejemplo, para el caso de la tasa de interés de préstamos hasta 360 días, la velocidad de ajuste es 0,13 en cada periodo; es decir, la tasa de interés de préstamos se mueve de tal forma que en cada periodo corrige 13 por ciento de la desviación de la relación de largo plazo. El término Error(-1)*Feb2001 representa el error de cointegración multiplicado por la variable dummy "Feb2001" que toma el valor de 1 luego del anuncio del corredor y cero en otro caso. Este término permite capturar el efecto del anuncio de la tasa de interés sobre la velocidad de ajuste. Como se puede apreciar en la Tabla 5, y con excepción de la tasa de interés de depósitos hasta 360 días, la velocidad de ajuste de todas las tasas de interés aumenta luego del anuncio del corredor de tasas de interés pues el coeficiente de la variable Error(-1)*Feb2001 es significativo. Así por ejemplo, para el caso de la tasa de préstamos hasta 360 días la velocidad de ajuste luego del anuncio del corredor de tasas aumentó en 0,14 (pasó de 0,13 a 0,27). Este resultado proporciona evidencia a favor de la hipótesis de no linealidad.

Por otro lado, el término "interbancaria" mide el efecto inmediato de un cambio en la interbancaria sobre la tasa de interés de mercado, el cual se denomina efecto traspaso de "impacto" o "corto plazo".



En el caso de la tasa de interés para préstamos hasta 360 días, el efecto traspaso de corto plazo es 0,05 y el de largo plazo (dado por el coeficiente del vector de cointegración) es 0,88; para la tasa de interés de préstamos mayores a 360 días el efecto traspaso de corto plazo es 0,07 y el de largo plazo (dado por el coeficiente del vector de cointegración) es 1,45. Para el caso de las tasas pasivas, el efecto traspaso de corto plazo es significativo solo para la tasa de interés de depósitos hasta 30 días y depósitos hasta 180 días (0,13 y 0,03, respectivamente); además, se observa que la magnitud del efecto está relacionado inversamente al plazo del depósito.

Dado que se tiene un efecto traspaso de corto plazo y otro de largo plazo, también es posible calcular el *número de meses promedio* que una tasa de interés demora en ajustarse ante un cambio en la interbancaria. Siguiendo a Hendry (1996), el número de meses promedio μ se puede calcular a través de la siguiente fórmula:

$$\mu = \frac{\beta_2 - \gamma_0}{\beta_2 \alpha}$$

donde β_2 es el efecto traspaso de “largo plazo”, γ_0 el efecto traspaso de “corto plazo” y α la velocidad de ajuste. En la Tabla 5 se observa que para todas las tasas de interés analizadas (excepto para la tasa de depósitos hasta 360 días), la velocidad de ajuste promedio en número de meses disminuyó (es decir, es más rápida). Así por ejemplo, antes del anuncio del corredor la tasa de interés para préstamos hasta 360 días se ajustaba hacia su nuevo nivel de largo plazo en 7 meses; sin embargo, luego del anuncio el ajuste solo toma 4 meses en promedio.

De esta forma, los resultados muestran evidencia a favor de la hipótesis de no linealidad, pues se observa que luego del anuncio del corredor de tasas de interés de referencia la velocidad de ajuste de las tasas de interés de mercado hacia su nivel de largo plazo se ha incrementado para todas las tasas de interés de mercado, excepto para la tasa de depósitos hasta 360 días.

4.3 La hipótesis de asimetría en la velocidad de ajuste

Finalmente, para evaluar la hipótesis de asimetría en la velocidad de ajuste, se estimaron nuevamente los MCE's incorporando la posibilidad de que desviaciones de la relación de largo plazo, $(r_{t-1}^M - \beta_1 - \beta_2 r_{t-1}^{Int})$, tengan un impacto diferente sobre la dinámica de ajuste, dependiendo si éstas son positivas o negativas. En particular, se evalúa la hipótesis de que desviaciones negativas (positivas), asociadas a choques positivos (negativos) en la tasa interbancaria, tienen un impacto mayor (menor) sobre la velocidad de ajuste de las tasas activas (pasivas) que sobre las pasivas (activas). Si esta hipótesis es verdadera, entonces:

- a. Un aumento en la tasa interbancaria se transmite más rápido a las tasas activas, ampliándose temporalmente el *spread* de las tasas de interés.
- b. Una disminución en la tasa interbancaria se transmite más rápido a las tasas pasivas, ampliándose temporalmente el *spread* de las tasas de interés.



La Tabla 6 contiene los resultados de la estimación de los diferentes MCE's no lineales y asimétricos, donde la no-linealidad está asociada al anuncio del corredor de tasas (febrero 2001) y la asimetría al sentido de la desviación de la relación de largo plazo de las tasas de interés. Para el caso de las tasas activas, se tiene que solo la tasa de interés de préstamos menores a 360 días presenta una velocidad de ajuste no lineal y asimétrico. Por un lado, la asimetría está asociada al hecho de que los choques positivos (Error_P) y los negativos (Error_N) son significativos y diferentes. Si la tasa interbancaria aumenta (es decir, se produce una desviación negativa de la relación de largo plazo) la tasa de interés de préstamos hasta 360 días se incrementa en el corto plazo corrigiendo la desviación en 0,16 cada periodo; en cambio, si la interbancaria disminuye (es decir, se produce una desviación positiva de la relación de largo plazo) la tasa de interés disminuye en el corto plazo corrigiendo la desviación en 0,11 cada periodo.

Tabla 6

Efecto traspaso no lineal y asimétrico de tasas de interés en moneda doméstica: análisis de corto y largo plazo (Abril 1995- Diciembre 2004)

	Préstamos		Depósitos			
	Hasta 360 días	Más de 360 días	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más de 360 días
Modelo de Largo Plazo						
Efecto "traspaso"	0,88	1,45	0,70	0,67	0,61	0,55
t-calculado	14,5	11,8	16,8	13,7	11,6	10,5
t-calculado ajustado ^{1/}	4,7	3,8	5,3	4,1	3,9	2,3
desv. est. Ajustado ^{1/}	(0,19)	(0,39)	(0,13)	(0,16)	(0,16)	(0,23)
R-cuadrado	0,65	0,55	0,71	0,62	0,54	0,49
R-cuadrado ajustado	0,64	0,54	0,71	0,62	0,54	0,49
Modelo de corrección de errores						
Error(-1)		-0,06	-0,14	-0,06	-0,08	-0,02
		(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
Error_P(-1)	-0,11					
	(0,03)					
Error_N(-1)	-0,16					
	(0,03)					
Error(-1)*Feb2001	-0,11	-0,18	-0,17			
	(0,06)	(0,07)	(0,08)			
Error_P(-1)*Feb2001				-0,39	-0,18	-0,19
				(0,16)	(0,09)	(0,08)
Error_N(-1)*Feb2001						
Interbancaria	0,05	0,07	0,13	0,03		
	(0,02)	(0,04)	(0,01)	(0,01)		
constante	0,15	0,18	0,12	0,05	-0,08	-0,06
	(0,11)	(0,20)	(0,07)	(0,05)	(0,04)	(0,03)
R-cuadrado	0,47	0,16	0,58	0,63	0,57	0,38
R-cuadrado ajustado	0,43	0,10	0,55	0,60	0,54	0,35
Choques positivos (veloc. de ajuste)						
Antes de feb. 2001	9	17	6	16	12	61
(en número de meses)						
Después de feb. 2001	4	4	3	2	4	5
(en número de meses)						
Choques negativos (veloc. de ajuste)						
Antes de feb. 2001	6	17	6	16	12	61
(en número de meses)						
Después de feb. 2001	3	4	3	16	12	61
(en número de meses)						

1/ Ajuste sugerido por Phillips y Hansen (1990).



Por otro lado, se observa que la velocidad de ajuste aumenta luego del anuncio del corredor de tasas (pues el término $\text{Error}(-1) * \text{Feb}2001$ es significativo), por lo cual existe un efecto no lineal. De manera conjunta, estos resultados implican que la velocidad de ajuste de la tasa activa ante desviaciones negativas pasó de 6 a 3 meses y de 9 a 4 meses para desviaciones positivas.

En el caso de las tasas de interés pasivas, los resultados también muestran que existen efectos asimétricos de las desviaciones positivas y negativas de la relación de largo plazo, pero sólo a partir del anuncio del corredor de tasas de interés (la única excepción es la tasa de interés de depósitos hasta 30 días). Específicamente, a partir de febrero de 2001 la velocidad de ajuste de las tasas pasivas es mayor cuando disminuye la tasa interbancaria (desviación positiva de la relación de largo plazo). En términos de meses, la velocidad de ajuste de las tasas pasivas ante desviaciones positivas pasó de 10 meses a 1 mes para la tasa de depósitos hasta 180 días, de 7 a 2 meses para la tasa de depósitos de 180 hasta 360 días y de 33 a 3 meses para la tasa de depósitos mayores a 360 días.

En resumen, los resultados de la Tabla 6 muestran evidencia a favor de la hipótesis de no-linealidad y asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés. Finalmente, cabe destacar que los movimientos de la tasa interbancaria generan un incremento temporal del *spread* de tasas de interés, pues la velocidad de ajuste de las tasas activas reacciona ante desviaciones negativas de largo plazo (aumento de la tasa de interés interbancaria) y la velocidad de ajuste de las tasas pasivas (con excepción de la tasa de depósitos hasta 30 días) reaccionan ante desviaciones positivas¹³.

5 Conclusiones

El propósito del presente trabajo de investigación ha sido analizar el efecto traspaso de la tasa de interés interbancaria en moneda doméstica hacia las tasas de interés de mercado y su relación con la política monetaria en el Perú, considerando el periodo 1995-2004.

Específicamente, se evaluaron tres hipótesis. La primera hipótesis establece que el efecto traspaso de tasas de interés no es completo, es decir, es menor a 1. Sin embargo, se postula que el efecto traspaso se ha incrementado desde febrero de 2001 –fecha en la que el banco central empezó a anunciar un corredor de tasas de interés de referencia– y se ha reforzado con la adopción del esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI) y el uso de la tasa de interés como instrumento operativo. La segunda hipótesis que se plantea es que el anuncio del corredor de tasas de interés por parte del banco central ha permitido que las tasas de interés de mercado se ajusten más rápido ante movimientos de la tasa de

¹³ Es importante considerar que los resultados obtenidos presentan dos potenciales problemas. Por un lado, el impacto de los cambios en las tasas de interés interbancaria sobre las tasas activas y pasivas puede estar subestimado por la forma cómo se construyen estas series. Estas tasas están medidas sobre los "saldos de depósitos" y no sobre el "flujo de depósitos". Para superar este problema, se realizó el análisis del efecto "traspaso" utilizando "tasas flujo" con frecuencia diaria y semanal para el periodo julio 2002-agosto 2004. Los resultados preliminares (ver Anexo 5) muestran que durante el periodo de metas explícitas de inflación, el efecto traspaso de las tasas de interés de préstamos es muy cercana a uno. Por otro lado, la relación entre la tasa interbancaria y el resto de tasas de interés para todo el periodo de análisis no es estable. Entre 1995 y 2000, la tasa de interés interbancaria presenta mayor volatilidad y una menor relación con el resto de tasas de interés. A partir de febrero del 2001, la relación entre la tasa de interés interbancaria y el resto de tasas se fortalece, pues la volatilidad de la tasa interbancaria disminuye considerablemente y el anuncio de las tasas de referencia permite a los agentes económicos distinguir entre un cambio permanente de uno transitorio en las tasa de interés interbancaria.



interés interbancaria. Es decir, a lo largo del periodo 1995-2004, la velocidad de ajuste de las tasas ha sido no-lineal. Finalmente, la tercera hipótesis establece que la velocidad de ajuste de las tasas de interés es asimétrica. En particular, ante una subida de la tasa interbancaria las tasas activas se ajustan más rápido que las pasivas, mientras que ante una disminución son las tasas pasivas las que se ajustan más rápido.

A través de la estimación de un vector de cointegración siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987) y el correspondiente Modelo de Corrección de Errores, No Lineal y Asimétrico, se encontró evidencia que sustenta empíricamente las hipótesis planteadas. Específicamente, se concluye que:

- a. En términos de la magnitud del efecto traspaso, antes de la implementación del régimen de MEI en el Perú el efecto traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de mercado era bajo y en promedio igual a 0,5 (considerando el promedio simple de todas las tasas), especialmente para las tasas de interés de los depósitos (0,16 en promedio). 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. Específicamente, para la muestra abril 1995-diciembre 2004, el efecto traspaso es 1,2 en promedio para el caso de las tasas de interés de préstamos y 0,6 en promedio para las tasas de interés de depósitos.
- b. Luego del anuncio del corredor de tasas de interés de referencia, la velocidad de ajuste de las tasas de interés de mercado hacia su nivel de largo plazo se ha incrementado para todas las tasas de interés de mercado, excepto para la tasa de depósitos hasta 360 días. De esta forma, se valida empíricamente la hipótesis de no linealidad.
- c. Finalmente, la velocidad de ajuste de las tasas de interés reaccionan de manera asimétrica dependiendo del sentido de las desviaciones de su relación de largo plazo con la tasa interbancaria. Por un lado, la velocidad de ajuste promedio de la tasa de préstamos hasta 360 días ante desviaciones negativas pasó de 6 a 3 meses y para las desviaciones positivas de 9 a 4 meses. Por otro lado, en el caso de las tasas de interés pasivas (con excepción de la tasa de interés de depósitos hasta 30 días), a partir de febrero de 2001 la velocidad de ajuste de las tasas pasivas es mayor cuando disminuye la tasa interbancaria (desviación positiva de la relación de largo plazo). En términos de meses, la velocidad de ajuste de las tasas pasivas ante desviaciones positivas pasó de 10 a 1 mes para el caso de la tasa de interés de depósitos hasta 180 días, de 7 a 2 meses para la tasa de depósitos de 180 hasta 360 días y de 33 a 3 meses para la tasa de depósitos mayores a 360 días.

En términos de política monetaria, dado que la tasa de interés interbancaria refleja la posición de política desde el anuncio del corredor de tasas y de manera más explícita con la adopción del régimen MEI, se puede inferir que la política monetaria ha mostrado una evolución favorable en términos de su impacto sobre las tasas de interés de mercado. Así, estos resultados sugieren que el mecanismo de transmisión de tasa de interés se ha fortalecido en los últimos años.

Finalmente, cabe resaltar que si bien los resultados empíricos obtenidos pueden ser explicados en términos de los diferentes enfoques teóricos que se han presentado en el trabajo, queda como agenda



de investigación futura desarrollar un modelo que pueda explicar de manera simultánea las hipótesis empíricas planteadas. Asimismo, es importante mencionar que además del anuncio de corredor de tasas de interés y de la implementación del esquema MEI, es posible que existan otros factores que puedan influir sobre el efecto traspaso (como por ejemplo la disminución del grado de dolarización financiera, la creación y expansión de la curva de rendimientos en soles vía el programa de creadores de mercado estrechamente relacionados al cambio de régimen de política monetaria experimentado), los cuales podrían ser analizados en investigaciones futuras.

Referencias

Baba, Y; Hendry, D. and R. M. Starr (1992): "The demand for M1 in the USA, 1960-1988". *Review of Economic Studies*, 59, 25-61.

Bredin, D.; Fitzpatrick, Trevor and Gerard O Reilly (2001): "Retail Interest Rate Pass-Through: The Irish Experience". Central bank of Ireland: *Technical Paper*, 06/RT/01, November 2001.

Crespo-Cuaresma, Jesús; Égert, Balázs and Thomas Reininger (2004): "Interest Rate Pass-Through in New EU Member States: The Case of the Czech Republic, Hungary and Poland". William Davidson Institute, *Working Paper* Number 671, May 2004.

Csilla Horváth, Judit Krekó, Anna Naszódi (2003): "Interest rate pass-through: the case of Hungary". Magyar Nemzeti Bank, Hungary. 2003.

De Bondt, Gabe: "Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level". European Central Bank, *Working Paper* No. 136. Abril 2002.

Disyatat, Piti y Pinnarat Vongsinsirikul (2003): "Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand". *Journal of Asian Economics*. No 14, p. 389-418.

Engle, Robert F. y Clive W. Granger (1987): "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*. Vol. 55. No. 2. p. 251-276.

Engle, Robert F. y otros (1983): "Exogeneity". *Econometrica*. Vol. 51. p. 277-304.

Espinosa-Vega, Marco A. y Alessandro Rebucci (2003): "Retail Bank Interest Rate Pass-Through: Is Chile Atypical?". IMF, *Working Paper* 03/112. May 2003.

Gambacorta, Leonardo (2005): "Inside the bank lending channel". *European Economic Review* (Forthcoming).

Hansen, Henrik and Soren Johansen (1999): "Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR-models". *Econometrics Journal*, Vol. 2, 306-333.

Hayashi, Fumio (2000): "Econometrics". Princeton: *Princeton University Press*. 683 p.

Heffernan, Shelagh A. (1997): "Modelling British Interest Rate Adjustment: An Error Correction Approach". *Economica*, New Series, Vol. 64, No. 254, 211-231. May 1997.

Hendry, David (1996): "Dynamic Econometrics". New York: *Oxford University Press*.



- Hofmann, Boris and Paul Mizen** (2004): “Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions’ Retail Rates”. *Economica*, 71, 99–123.
- Horváth, Csilla; Krekó, Judit and Anna Naszódi** (2005): “Interest Rate Pass-Through: The Case Of Hungary.” Magyar Nemzeti Bank *Working Paper* 2004/8, January 2005.
- Johansen, Soren and Katarina Juselius** (1990): “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to Demand for Money”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 52. p. 169-210.
- Johansen, Søren** (1990): “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”. *Econometrica*, Vol. 59, p. 1551–1580.
- Johansen, Søren** (1995): “Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models”. Oxford: *Oxford University Press*.
- Kim, Suk-Joong; Lucey, Brian M. and Eliza Wu** (2005): “Dynamics of bond market integration between established and accession European Union countries”. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. En prensa.
- Klemperer, P** (1987): “Markets with consumer switching costs”. *Quarterly Journal of Economics*. Vol 102, p. 375-394.
- MacKinnon, James G** (1991): “Critical values for cointegration tests. En: Engle, Robert y Clive W. Granger (eds.). Long-run Economic Relationships”. Oxford: *Oxford University Press*, p. 267-276.
- Mishkin, Frederic** (1996): “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy”. NBER *Working Papers* No. 5464. Febrero 1996.
- Ng, Serena y Pierre Perron** (2001): “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”. *Econometrica*, Vol. 69, No. 6, p. 1519-1554.
- Phillips, Peter and Bruce Hansen** (1990): “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes”. *Review of Economic Studies*. Vol. 57, p. 99-125.
- Rangvid, Jesper** (2001): “Increasing convergence among European stock markets? A recursive common stochastic trends analysis”. *Economics Letters*, Vol. 71, p. 383-389.
- Rousseas, S** (1985): “A markup theory of bank loan rates”. *Journal of Post Keynesian economics*. Vol. 8, No. 1, p. 135-144.
- Sander, Harald and Stefanie Kleimeier** (2004): “Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration”. *Journal of International Money and Finance*, 23, p. 461–492.
- Sharpe, S. A** (1997): “The effect of consumer switching costs on prices: a theory and its application to the bank deposit market”. *Review of Industrial Organization*. Vol 12, No. 1, p. 79-94.

Anexo 1: Prueba de Raíz Unitaria ADF

A considerar los resultados de la prueba ADF para las especificaciones alternativas, los resultados muestran que no se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria en niveles, excepto en algunos casos, como se muestra en las Tablas A1.1 y A1.2. Por un lado, la tasa de interés de los depósitos a plazo mayores a un año sería estacionaria al considerar un proceso generador de datos con intercepto y tendencia. Por otro lado, bajo la misma especificación de la prueba ADF, la tasa de interés interbancaria resulta ser estacionaria bajo el criterio de SIC y HQ, mas no bajo los demás criterios.

Tabla A1.1

Pruebas de Raíz Unitaria ADF para las tasas de interés: 1995-20041/
(series en niveles)

Sin componentes determinísticos
(probabilidades)

	Préstamos		Depósitos					Interbancaria
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Ahorro	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días	
Criterio AIC	0,2226	0,2240	0,0526	0,1585	0,2323	0,1079	0,3315	0,3002
Criterio SIC	0,2226	0,2240	0,0526	0,1815	0,2177	0,2052	0,3315	0,0537
Criterio HQ	0,2226	0,2240	0,0526	0,1815	0,2323	0,2052	0,3315	0,3002
Criterio MAIC	0,2226	0,2240	0,0526	0,1815	0,2323	0,1079	0,3315	0,3002
Criterio MSIC	0,2226	0,2240	0,1052	0,1815	0,2323	0,2052	0,3315	0,2409
Criterio MHQ	0,2226	0,2240	0,0526	0,1815	0,2323	0,2052	0,3315	0,3002

Intercepto
(probabilidades)

	Préstamos		Depósitos					Interbancaria
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Ahorro	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días	
Criterio AIC	0,8926	0,9566	0,8900	0,8707	0,8424	0,8258	0,9827	0,6936
Criterio SIC	0,8926	0,9566	0,8900	0,8370	0,8976	0,9113	0,9827	0,0267
Criterio HQ	0,8926	0,9566	0,8900	0,8370	0,8424	0,9113	0,9827	0,0267
Criterio MAIC	0,8926	0,9566	0,8900	0,8707	0,9020	0,8258	0,9827	0,6936
Criterio MSIC	0,8926	0,9566	0,8900	0,8951	0,8976	0,9113	0,9827	0,7356
Criterio MHQ	0,8926	0,9566	0,8900	0,8370	0,8976	0,9113	0,9827	0,7356

Intercepto y tendencia
(probabilidades)

	Préstamos		Depósitos					Interbancaria
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Ahorro	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días	
Criterio AIC	0,7593	0,3355	0,5825	0,4493	0,2604	0,5809	0,0007	0,4013
Criterio SIC	0,7593	0,3355	0,2657	0,4715	0,2604	0,4149	0,0007	0,0062
Criterio HQ	0,7593	0,3355	0,5825	0,4715	0,2604	0,4149	0,0007	0,0062
Criterio MAIC	0,7593	0,3355	0,5825	0,5982	0,5896	0,4149	0,0007	0,6623
Criterio MSIC	0,7593	0,3355	0,5856	0,6867	0,4057	0,4149	0,0007	0,6623
Criterio MHQ	0,7593	0,3355	0,5825	0,6867	0,4057	0,4149	0,0007	0,6623

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria.



Tabla A1.2

Pruebas de Raíz Unitaria ADF para las tasas de interés: 1995-2004^{1/}
(series en diferencias)

Sin componentes determinísticos
(probabilidades)

	Préstamos		Depósitos				Interbancaria	
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Ahorro	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días		Plazo más 360 días
Criterio AIC	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000
Criterio SIC	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Criterio HQ	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Criterio MAIC	0,0008	0,0003	0,0022	0,0018	0,0000	0,0014	0,0033	0,0000
Criterio MSIC	0,0008	0,0003	0,0022	0,0018	0,0000	0,0014	0,0033	0,0000
Criterio MHQ	0,0008	0,0003	0,0022	0,0018	0,0000	0,0014	0,0033	0,0000

Intercepto
(probabilidades)

	Préstamos		Depósitos				Interbancaria	
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Ahorro	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días		Plazo más 360 días
Criterio AIC	0,0000	0,0000	0,0007	0,0000	0,0000	0,0018	0,0000	0,0002
Criterio SIC	0,0000	0,0000	0,0007	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Criterio HQ	0,0000	0,0000	0,0007	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0002
Criterio MAIC	0,0083	0,0032	0,0121	0,0156	0,0001	0,0126	0,0228	0,0000
Criterio MSIC	0,0083	0,0032	0,0121	0,0156	0,0001	0,0126	0,0228	0,0000
Criterio MHQ	0,0083	0,0032	0,0121	0,0156	0,0001	0,0126	0,0228	0,0000

Intercepto y tendencia
(probabilidades)

	Préstamos		Depósitos				Interbancaria	
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Ahorro	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días		Plazo más 360 días
Criterio AIC	0,0000	0,0000	0,0048	0,0000	0,0002	0,0135	0,0000	0,0014
Criterio SIC	0,0000	0,0000	0,0048	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Criterio HQ	0,0000	0,0000	0,0048	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0014
Criterio MAIC	0,0438	0,0131	0,0571	0,0735	0,0007	0,0689	0,0820	0,0000
Criterio MSIC	0,0438	0,0131	0,0571	0,0735	0,0007	0,0689	0,0820	0,0000
Criterio MHQ	0,0438	0,0131	0,0571	0,0735	0,0007	0,0689	0,0820	0,0000

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria.



Anexo 2: Engle y Granger vs. Johansen

La estimación de un vector de cointegración para dos variables y el respectivo MCE puede realizarse a través de dos metodologías. La primera es la metodología de Engle y Granger (1987), que se basa en la estimación por *MCO* de la ecuación (4) –que representa la relación de largo plazo entre las variables– y la del modelo VAR en primeras diferencias (ecuaciones 5 y 6) –que representa la dinámica de corto plazo de las variables– donde se incluye como variable independiente en cada ecuación el error de cointegración rezagado. La segunda es la metodología de Johansen (1990, 1995), la cual consiste en estimar el MCE utilizando estimadores de máxima verosimilitud, obteniéndose de esta forma todos los parámetros del modelo de manera simultánea.

La elección de alguna de estas metodologías depende de consideraciones como el número de variables que intervienen en la relación de cointegración y el tamaño de la muestra. Por un lado, la metodología de Engle y Granger (1987) presenta las siguientes ventajas y desventajas¹⁴:

- (a) En muestras grandes, los estimadores son super-consistentes, a pesar de que en muestras pequeñas son sesgados.
- (b) Si se estima simultáneamente la relación de largo plazo y la dinámica de corto plazo en el VAR usando MCO, se mejoran las propiedades de los estimadores.
- (c) Esta metodología es válida sólo si existe una única relación de cointegración, lo cual es consistente con la existencia de una sola ecuación de regresión que relaciona dos variables. De esta forma, si se relacionan más de dos variables, ésta metodología no es válida, pues es probable que exista más de una relación de cointegración.
- (d) Se asume implícitamente que la(s) variable(s) explicativa(s) es(son) exógena(s), lo cual no necesariamente es cierto.

Por otro lado, la metodología de Johansen (1990, 1995) presenta las siguientes ventajas y desventajas:

- (a) Todas las variables son consideradas como endógenas.
- (b) Se evita que la estimación de los vectores de cointegración sea inconsistente, pues se hace posible la existencia de más de un vector de cointegración.
- (c) La eficiencia de la estimación se incrementa porque la estimación de la dinámica de corto plazo se realiza de manera simultánea (por máxima verosimilitud).
- (d) Permite evaluar la validez de restricciones sobre el vector de cointegración.
- (e) La estimación de los parámetros de una ecuación incorpora la información de las demás ecuaciones. Sin embargo, esta ventaja se ve atenuada porque cualquier error de especificación en alguna ecuación tendrá efectos adversos sobre la estimación de los parámetros de todas las ecuaciones.
- (f) Cheung y Lai (1993) analizan varias limitaciones de la metodología de Johansen en muestras pequeñas. En particular, para que las inferencias sean confiables, sugieren contar con 100 o

¹⁴ Esta exposición se basa en Kennedy (2003), capítulo 18.



más observaciones. Sin embargo, esto no necesariamente evita que la metodología pueda producir *outliers*, especialmente si los residuos no se distribuyen independientemente como una normal, por lo que frecuentemente se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

Estas ventajas y desventajas sugieren que para el caso de una relación que involucre más de dos variables, la metodología de Johansen sería preferible, mientras que para el caso de una relación de dos variables, la metodología de Engle y Granger sería la adecuada.



Anexo 3: El efecto traspaso de la tasa Libor hacia las tasas de interés en moneda extranjera

Las pruebas convencionales de raíz unitaria para las series de las tasas de interés en moneda extranjera, la tasa Libor a 3 meses y la devaluación, sugieren que estas son no estacionarias en niveles e integradas de orden 1. Dado esto, se procedió a evaluar la hipótesis de cointegración entre ellas. La Tabla A3.1 muestra los resultados del análisis de co-integración para la muestra enero 1993-diciembre 2001 y enero 1993-diciembre 2004, así como también los correspondientes coeficientes de "traspaso". A través de la metodología de Engle-Granger¹⁵, se concluye que existe las series co-integran. Además, se observa que el efecto traspaso es mayor y cercano a uno (excepto en el caso de la tasa de interés de los depósitos a la vista) para el periodo de Metas Explícitas de Inflación.

Tabla A3.1

El efecto traspaso entre la tasa Libor a 3 meses y las tasas de interés en moneda extranjera
(Enero 1993- Diciembre 2004)

	Préstamos		Depósitos					
	Hasta 360 días	Más de 360 días	Depósitos a la vista	Ahorros	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más de 360 días
Enero 1993-Diciembre 2001								
Efecto "traspaso" ^{1/}	0,12 (0,13)	0,04 (0,12)	0,01 (0,03)	0,05 (0,07)	0,37 (0,07)	0,39 (0,11)	0,23 (0,08)	0,30 (0,06)
R-cuadrado	0,22	0,19	0,12	0,21	0,30	0,19	0,19	0,25
R-cuadrado ajustado	0,21	0,17	0,10	0,19	0,28	0,18	0,18	0,24
Prueba de raíz unitaria ADF para los residuos ^{2/}								
AIC	-0,15	-2,19	-2,13	0,71	-2,24	-0,87	-0,42	-2,30
SC	-1,94	-2,90	-2,13	-2,01	-2,24	-1,82	-1,47	-2,30
HQ	-0,56	-2,90	-2,13	0,71	-2,24	-0,87	-1,47	-2,30
Enero 1993-Diciembre 2004								
Efecto "traspaso" ^{1/}	1,31 (0,09)	1,03 (0,08)	0,25 (0,02)	0,67 (0,05)	0,94 (0,04)	1,06 (0,06)	0,97 (0,05)	0,88 (0,04)
R-cuadrado	0,69	0,64	0,66	0,68	0,80	0,72	0,75	0,79
R-cuadrado ajustado	0,68	0,63	0,66	0,67	0,80	0,72	0,75	0,78
Prueba de raíz unitaria ADF para los residuos ^{2/}								
AIC	-3,76 **	-3,94 **	-3,81 **	-3,80 **	-3,84 **	-3,25 ***	-3,58 **	-3,51 **
SC	-3,76 **	-3,94 **	-3,81 **	-3,80 **	-3,84 **	-3,25 ***	-3,58 **	-3,51 **
HQ	-3,76 **	-3,94 **	-3,81 **	-3,80 **	-3,84 **	-3,25 ***	-3,58 **	-3,51 **
Cambio en el "efecto traspaso"	1,19	0,99	0,24	0,61	0,61	0,57	0,74	0,58

1/ Desvíos estándar entre paréntesis.

2/ En la tabla se presentan los estadísticos calculados. Los valores críticos contra los cuales se comparan los estadísticos ADF para evaluar la hipótesis nula de ausencia de cointegración (considerando un intercepto en el vector de cointegración) cuando se estima el modelo siguiendo la metodología de Engle & Granger (1987) son los sugeridos por MacKinnon (1991). Para ambas submuestras los valores críticos son: -4.008 (1% de significancia), -3.398 (5% de significancia) y -3.087 (10% de significancia). Además * * * denota significativo al 1 por ciento, * * * * significativo al 5 por ciento y * * * * * significativo al 10 por ciento.

¹⁵ Asumiendo que la tasa Libor a 3 meses y la devaluación son al menos débilmente exógenas para los parámetros de esta ecuación.



Anexo 4: Cointegración Dinámica

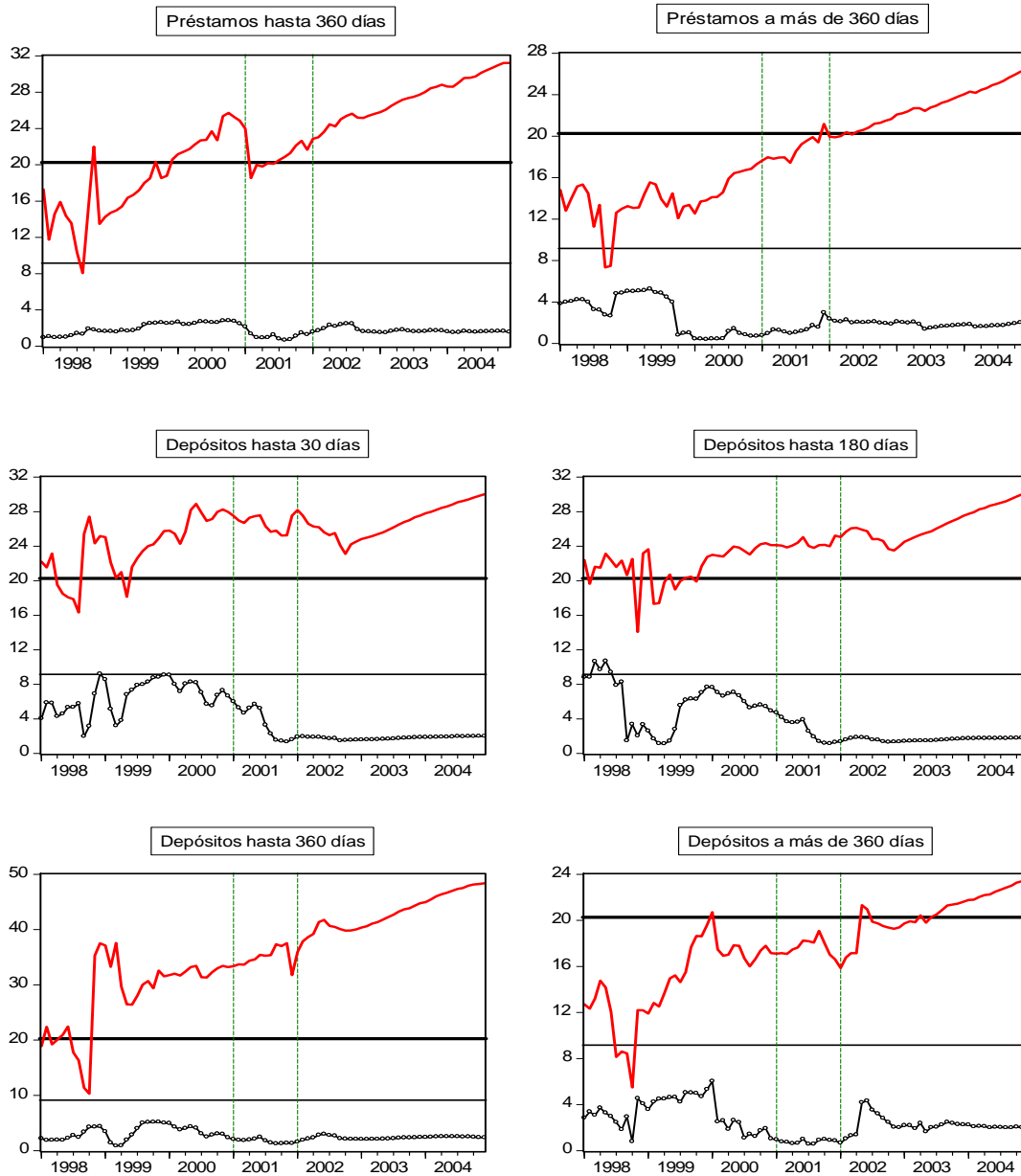
A4-1. Prueba de Estabilidad y Convergencia (Hansen y Johansen, 1999)

Esta prueba se basa en el enfoque de cointegración recursiva de Hansen y Johansen (1992, 1999), que consiste en el análisis del estadístico de la traza obtenido en el contexto de metodología de cointegración multivariada de Johansen (1990, 1995). El estadístico de la traza permite evaluar de manera general si existe uno o más vectores de cointegración. Así, la idea es que un conjunto de series que están en un proceso de “convergencia” hacia una relación de largo plazo deberían mostrar un número creciente de vectores de cointegración. La prueba consta de los siguientes pasos:

- (a) Se estima recursivamente el modelo VAR cointegrado entre las variables analizadas usando la metodología de Máxima Verosimilitud y asumiendo el modelo adecuado. En las estimaciones para el caso peruano, se ha asumido la presencia de un intercepto en el vector de cointegración y ausencia de tendencia determinística. La muestra inicial de la estimación recursiva va desde abril 1995 hasta enero 1998; las posteriores estimaciones consideran de manera secuencial una observación adicional a la anterior estimación.
- (b) En cada estimación recursiva, se calculan los estadísticos de la traza. Dado que las relaciones estimadas en el trabajo son bivariadas, solo se cuenta con dos estadísticos de la traza: el primero (el de mayor valor) evalúa la hipótesis de “cero” vectores de cointegración versus la alternativa de que existen 2 vectores de cointegración; el segundo evalúa la hipótesis de que existe “al menos 1” vector de cointegración versus la alternativa de que existen 2 vectores de cointegración.
- (c) Se grafica la evolución de los dos estadísticos de la traza y se comparan con sus respectivos valores críticos. Los valores críticos al 5 por ciento sugeridos por Osterwald-Lenum (1992) son: 20,26184 (para el primer estadístico, que es el de mayor valor) y 9,16456 (para el segundo estadístico).
- (d) En el caso analizado, se dice que las series están en un proceso de convergencia si el primer estadístico de la traza inicialmente está por debajo de su valor crítico (20,26184) y posteriormente toma valores mayores a éste, mostrando una tendencia creciente. Así, las series convergen hacia una relación de largo plazo si inicialmente no se puede rechazar la hipótesis de “cero” vectores de cointegración (versus la alternativa de que existen 2 vectores de cointegración) y luego se rechaza, y simultáneamente no es posible rechazar la segunda hipótesis, existe “al menos 1” vector de cointegración (versus la alternativa de que existen 2 vectores de cointegración).



Figura A4.1



Leyenda: La serie continua corresponde a la evolución del estadístico de la traza para la primera hipótesis, mientras que la serie con "círculos" corresponde a la evolución del estadístico de la traza para la segunda hipótesis. Las líneas horizontales corresponden a los valores críticos (la de mayor valor corresponde a la serie continua (primera hipótesis)).

En la Figura A4.1 se muestran los resultados de la prueba. Como se puede observar, la tasa interbancaria y cada una de las tasas de mercado muestran una "convergencia" hacia una única relación de largo plazo, especialmente las tasas activas y la tasa de depósitos a más de 360 días, pues el primer estadístico de la traza (la curva con mayores valores) presenta una tendencia creciente que cruza su valor crítico después de un tiempo.



A4-2. Análisis de la estacionariedad de los “errores de cointegración” recursivos

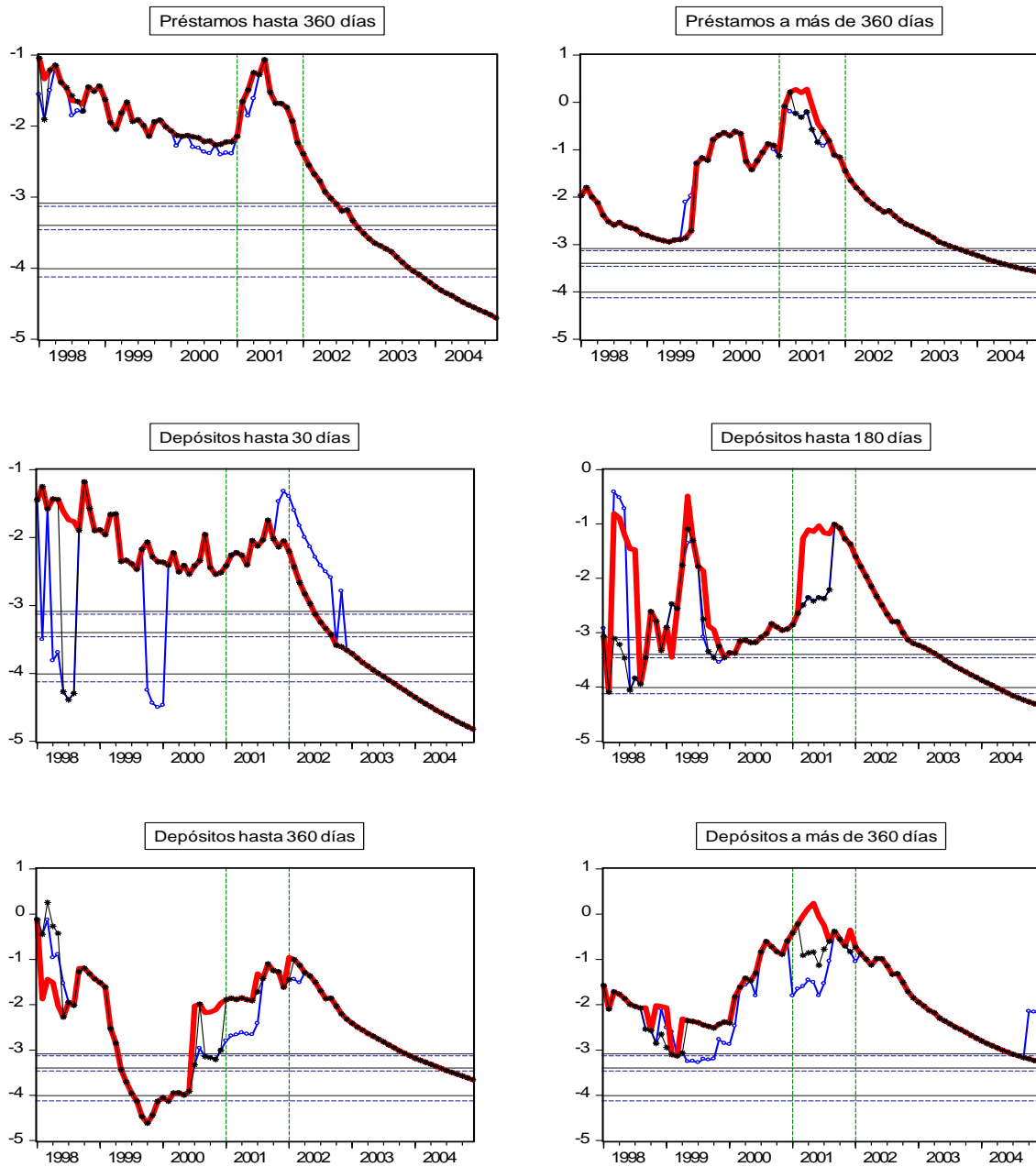
Esta prueba utiliza los errores de cointegración obtenidos de la aplicación recursiva de la metodología Engle y Granger, y se basa en la idea de la prueba anterior. Consta de los siguientes pasos:

- (a) Se estima recursivamente el vector de cointegración entre la tasa de interés interbancaria y cada tasa de interés de mercado, a través de MCO. La muestra inicial de la estimación recursiva va desde abril 1995 hasta enero 1998.
- (b) En cada estimación recursiva, se calculan los residuos de la relación de cointegración (error de cointegración) y evalúa la hipótesis de raíz unitaria sin intercepto a través de la prueba ADF, eligiendo el número de rezagos a través de los criterios de AIC, SC y HQ y utilizando los valores críticos modificados sugeridos por MacKinnon (1991). Los valores críticos para las estimaciones que utilizan muestras que terminan entre enero 1998-agosto 2002 (menos de 100 datos) son: -4,123 (al 1 por ciento), -3,461 (al 5 por ciento) y -3,130 (al 10 por ciento). Para las estimaciones con muestras que terminan en meses posteriores (muestras mayores a 100 observaciones), los valores críticos son -4,008 (al 1 por ciento), -3,398 (al 5 por ciento) y -3,087 (al 10 por ciento).
- (c) Se grafica la evolución de los valores de los estadísticos ADF obtenidos para los diferentes modelos sugeridos por los criterios AIC, SC y HQ, y los valores críticos para evaluar la hipótesis de raíz unitaria.
- (d) Se dice que existe una relación de convergencia hacia una única relación de largo plazo si los errores de cointegración recursivos, inicialmente no estacionarios, muestran una tendencia hacia la estacionariedad al incrementarse el número de observaciones, llegando a ser estacionarios (los estadísticos calculados deberían ser menores a los valores críticos).

A partir de los gráficos de la Figura A4.2, se puede observar que luego del anuncio del corredor de tasas de interés y de la implementación del esquema MEI la relación de largo plazo entre la tasa interbancaria y cada una de las tasas de mercado muestra una “convergencia” hacia una única relación de largo plazo que se hace evidente hacia el final de la muestra, donde estadísticamente se observa que las series cointegran, pues los estadísticos calculados son menores a los valores críticos.



Figura A4.2



Leyenda: La serie con “círculos” corresponde a la evolución del criterio AIC, la serie continua a la evolución del criterio SC y la serie con “estrellas” a la evolución del criterio HQ. Las líneas horizontales discontinuas corresponden a los valores críticos para muestras menores a 100 observaciones, mientras que las líneas continuas corresponden a los valores críticos para más de 100 observaciones.



Anexo 5: Efecto traspaso con tasas de interés de flujos de préstamos: 1995-2004

El análisis del efecto “traspaso” de las tasas de interés de los flujos de préstamos mensuales se realizó utilizando dos sub-muestras: julio 2002-agosto 2003 y julio 2002-agosto 2004. Esta división de la muestra se realizó con el objetivo de capturar el efecto que tuvo sobre el “coeficiente de traspaso” el anuncio oficial del uso de la tasa interbancaria como meta operativa de la política monetaria en el Perú dentro del esquema de metas explícitas de inflación. Los resultados preliminares utilizando tasas de interés activas son los siguientes:

- El efecto traspaso luego del anuncio oficial de la meta operativa de tasa de interés ha disminuido para las tasas de préstamos hasta 90 días; sin embargo, el efecto aumentó para las tasas de mayores plazos (Tabla A5.1).

Tabla A5.1

Traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de interés de préstamos (julio 2002-agosto 2004)

	Menor a 30 días	De 31 a 90 días	De 91 a 180 días	De 181 a 360 días
Largo Plazo	0,90 (0,20)	0,83 (0,21)	1,09 (0,25)	0,70 (0,72)
Corto Plazo				
Velocidad de ajuste tasa de interés	-0,54 (0,09)	-0,58 (0,09)	-0,72 (0,10)	-0,70 (0,10)
Velocidad de ajuste interbancaria	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,00 (0,00)
Rezagos	8	8	8	8
Causalidad en el sentido de Granger				
Interbancaria no causa a tasa	0,45	0,43	0,87	0,27
Tasa no causa a interbancaria	0,77	0,83	0,88	0,60

En todos los casos, solo la velocidad de ajuste de la ecuación de la tasa de interés de préstamos es significativa (ver los desvíos estándar entre paréntesis); además, ninguna de estas tasas de interés causa en el sentido de Granger a la interbancaria. De esta manera, se tiene que la tasa de interés interbancaria es fuertemente exógena. Esto implica que la evolución de la tasa interbancaria permite predecir el comportamiento de las demás tasas activas en moneda nacional (Tabla A5.2).

**Tabla A5.2****Traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de interés de préstamos
(julio 2002-agosto 2003)**

	Menor a 30 días	De 31 a 90 días	De 91 a 180 días	De 181 a 360 días
Largo Plazo	1,16 (0,28)	1,01 (0,29)	0,51 (0,42)	0,35 (1,08)
Corto Plazo				
Velocidad de ajuste tasa de interés	-0,55 (0,13)	-0,65 (0,13)	-0,78 (0,15)	-0,81 (0,15)
Velocidad de ajuste interbancaria	0,02 (0,02)	0,02 (0,02)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)
Rezagos	8	8	8	8
Causalidad en el sentido de Granger				
Interbancaria no causa a tasa	0,18	0,32	0,92	0,38
Tasa no causa a interbancaria	0,64	0,80	0,94	0,72



*Un modelo de proyección BVAR para la inflación peruana**

Gonzalo Llosa**
gllosa@bcrp.gob.pe

Vicente Tuesta***
vtuesta@bcrp.gob.pe

Marco Vega****
mvegad@bcrp.gob.pe

1 Introducción

El régimen de Metas Explícitas de Inflación (MEI) está siendo actualmente adoptado por un número creciente de bancos centrales y existe una corriente importante en la literatura económica que ha enfatizado las ventajas de esta propuesta para conducir la política monetaria. Desde el 2002, el Banco Central de Reserva del Perú ha estado implementando este régimen anunciando una meta de inflación de 2,5 por ciento anual, y adoptando procedimientos operacionales y de política monetaria compatibles con el régimen¹. Especialmente, desde el año 2002, el proceso de proyección de la inflación ha aumentado en trascendencia para volverse en una de las tareas más importantes para las decisiones de política monetaria.

Junto a la adopción del régimen de MEI, el personal del Banco Central y de otras instituciones empezaron a desarrollar modelos semi-estructurales para proyectar la inflación². El modelo central de proyección actual en el Banco Central es llamado MPT (Modelo de Proyección Trimestral), el cual es una mezcla de ecuaciones calibradas y semi estructurales tales como una curva de Phillips, una ecuación de demanda, una regla de conducción de la tasa de interés interbancaria, entre otras. Un ejercicio típico de proyección con este modelo incluye el insumo proveniente de distintos especialistas sectoriales que proporcionan supuestos o proyecciones sobre las variables exógenas, permitiendo así el uso de información juiciosa que no necesariamente pueda extraerse a partir de la observación estadística de los datos.

* Agradecemos especialmente a Ellis Tallman, Adrián Armas y a los participantes en la conferencia CEMLA 2005, así como a los participantes en los seminarios de Macroeconomía en el Banco Central de Reserva del Perú por sus útiles sugerencias y comentarios. Las opiniones expresadas aquí son de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco Central de Reserva del Perú. Cualquier error es de nuestra propia responsabilidad.

** Banco Central de Reserva del Perú y Banco Interamericano de Desarrollo.

*** Banco Central de Reserva del Perú.

**** Banco Central de Reserva del Perú, Tel.: ++ 511 613 2042; fax: ++511 428 8113.

¹ En particular, una característica central de la política monetaria peruana en los 90's ha sido la autonomía adquirida del Banco Central y el pre anuncio de la tasa de inflación desde 1994. Para una revisión detallada de la implementación de esquema MEI en Perú ver Armas, Grippa, Quispe y Valdivia (2001).

² Ver por ejemplo Luque y Vega (2002) y Llosa (2004).



Sin embargo, una crítica que se hace usualmente a este proceso es la no replicabilidad de las proyecciones por agentes fuera del proceso de proyección³. Por lo tanto, esta crítica reclama modelos que de hecho puedan ser independientes del analista, modelos parsimoniosos y además suficientemente agregados para tener un entendimiento simple de la evolución común de las variables macroeconómicas relevantes⁴. Se propone aquí una metodología VAR con las siguientes características: a) abarca trabajos anteriores sobre modelación VAR en el Banco Central de Reserva del Perú, b) es adecuado para predecir variables agregadas, c) se apoya fuertemente en los datos y la información a priori que se tenga sobre el proceso de generación de datos.

El objetivo de la investigación se alcanza a través de la estimación de un modelo Bayesiano de Vectores Autorregresivos (BVAR de ahora en adelante) con supuestos a la Litterman para las distribuciones a priori de los parámetros del VAR. Esto nos permite introducir priors apropiados al proceso generador de datos. Como veremos en la sección sobre el análisis de nuestros datos, las series de tiempo económicas han sido objeto de posibles cambios de régimen que han ocasionado que los modelos VAR estándar sean deficientes para predecir. Al considerar especificaciones BVAR alternativas que puedan funcionar bastante bien en ejercicios de proyección fuera de muestra, podemos establecer un marco para la identificación estructural de los modelos.

Se sigue la metodología propuesta por Doan, Litterman y Sims (1984) y Robertson y Tallman (1999) para evaluar el desempeño de las proyecciones en nuestros modelos propuestos. También se discute el procedimiento usado en las proyecciones, enfatizando las complicaciones que surgen a partir de que en la práctica el flujo de información no es sincrónico sino que se tienen cronogramas diferentes de publicación de datos oficiales. En particular, se desarrolla la técnica de predicción condicional descrita en Doan, Litterman y Sims (1984). Se considera cuatro posibles modelos VAR con un número creciente de variables. El modelo más pequeño (modelo 1) contiene precios, PBI real, tipo de cambio real efectivo, tasa nominal interbancaria y un índice de metales de materias primas. El modelo más grande contiene las variables del modelo 1 más la base monetaria y un bloque de variables externas que incluye la tasa de los fondos de la FED, el IPC de EEUU y el índice de producción industrial de EEUU.

La elección de hiperparámetros que definen las distribuciones a priori es crucial en cualquier especificación bayesiana. Para poder establecer estos priors usamos una metodología innovadora que consiste en elegir los hiperparámetros en función de la distancia entre las proyecciones de largo plazo (siete años en adelante) de las variables nominales y la respectiva ancla nominal a la que apunta el banco central.

³ Precisamente, los Reportes de Inflación están ideados para explicar al público las proyecciones y supuestos que yacen detrás de las proyecciones.

⁴ Modelos que tratan de explicar el mecanismo de transmisión de la política monetaria han sido publicados en diferentes momentos durante los 90's y en esta década, aspectos clave de estos modelos han sido las medidas de política monetaria usando agregados monetarios - por ejemplo Bringas y Tuesta (1997), León (1999) y Quispe (2000). Sólo recientemente se tienen tipos de trabajos VAR enfocados en las tasas de interés como instrumento de política, por ejemplo. Winkelried (2004) y Grippa (2004). Winkelried (2003) y Barrera (2005) desarrollan modelos para predecir la inflación usando datos desagregados. Esta propuesta no es adecuada para el propósito que perseguimos aquí, dado que no tiene un proceso común claramente definido para las variables agregadas de interés macroeconómico.



Los resultados muestran que el uso de modelos BVAR para proyectar la inflación y el crecimiento del PBI puede mejorar significativamente respecto a modelos puramente estadísticos como el de paseo aleatorio. En general, el BVAR más simple (que incluye IPC, PBI, tasa de interés, tipo de cambio real efectivo y precios externos) supera a otras especificaciones, siendo robusto a cambios en la muestra y al criterio usado para la elección de hiperparámetros.

El resto del trabajo está organizado como sigue, en la sección 2 se proporciona la descripción de las principales características de los datos macroeconómicos usados en los modelos, en la sección 3 se establece las especificaciones BVAR y se describe las ideas detrás de nuestra elección de priors, en la sección 4 se proporciona resultados sobre los diagnósticos fuera de muestra y la sección 5 concluye y sugiere la agenda de investigación.

2 Datos macroeconómicos peruanos

En esta sección se describe brevemente la evolución de las principales variables macroeconómicas de la economía peruana durante el periodo que se extiende de 1994 hasta fines de 2004. Estas variables pertenecen al conjunto de información principal agregada que el banco central usa con el objeto de tomar decisiones de política monetaria.

Se proporciona hechos claves, empezando desde una perspectiva histórica sobre las variables principales. En general existe un cambio importante en el comportamiento cíclico de las principales variables macroeconómicas que fueron influenciadas en cierta medida por cambios en los procedimientos operativos de la política monetaria y el régimen de MEI adoptado en 2002⁵.

La Figura 1 describe la evolución de las tasas de inflación mensual a 12 meses calculada a partir de las diferencias en logaritmos para el periodo 1994 a 2004. Queda claro en esta figura que la inflación ha seguido una tendencia descendente desde niveles de dos dígitos a valores que incluso son negativos hacia fines de 2001, periodo inmediatamente previo al de la adopción del esquema de MEI. De aquí en adelante, se observa un movimiento ascendente hacia tasas de inflación entre 2 y 4 por ciento. Se cree que la inflación ha alcanzado una situación estacionaria, por lo que choques de cualquier tipo harán que la inflación se revierta tarde o temprano hacia el ancla nominal establecido por el banco central. En este contexto, la media no condicional de la serie se convierte en una medida inexacta por que considera toda la muestra histórica. De hecho, los datos de la parte inicial de la muestra carecen de la propiedad intrínseca de un ancla de largo plazo bien definida. De otro lado, simplemente descartar datos del inicio de la muestra implica desechar información importante acerca de la dinámica de corto plazo de la inflación. La idea de la estimación propuesta en este artículo es precisamente inducir en los datos el nuevo ancla nominal y al mismo tiempo, usar todos los datos históricos de la muestra.

⁵ Antes del 2002 el Banco Central de Reserva del Perú ha usado diferentes agregados monetarios como guías para la política monetaria. Categóricamente, los académicos concuerdan en el rol menos importante de los agregados monetarios cuando las tasas de interés son usadas como el instrumento de política monetaria.



La Figura 2 muestra la tasa de crecimiento del PBI mensual desestacionalizada⁶. Existe una importante caída en la volatilidad de esta serie, coincidiendo con el periodo de aplicación del régimen de MEI. Desde 2002 en adelante el crecimiento del PBI ha sido siempre positivo y alcanzó hasta cerca a 8 por ciento. En años anteriores esta tasa de crecimiento exhibió mayores oscilaciones cíclicas, fluctuando de -6 por ciento hasta niveles de dos dígitos.

Otra variable macroeconómica clave que ha cambiado significativamente su comportamiento entre periodos es la tasa de interés interbancaria⁷. La Figura 3 muestra la evolución de la tasa interbancaria con respecto a la tasa de los fondos de la FED para el periodo de estudio. Durante la era de metas monetarias la tasa interbancaria exhibió un patrón ampliamente volátil sin ningún co-movimiento claro con la tasa de los fondos de la FED. Periodos de mayores tasas interbancarias coinciden con episodios de estrés financiero, por ejemplo los efectos adversos en los flujos de capital resultado de la crisis asiática durante 1998⁸. En el periodo reciente se ha presenciado una tendencia descendente en la volatilidad de la tasa interbancaria y sus movimientos están más asociados con los de la tasa de los fondos de la FED (ver el Cuadro 2 para las correlaciones cruzadas relevantes).

En la Figura 4 se representa conjuntamente la evolución del crecimiento monetario y la inflación del IPC. Nuevamente es notable el cambio en el co-movimiento entre estas dos variables. Para el periodo que se extiende de 1994 hasta 2001, la caída aguda en la inflación del IPC estaba relacionada con una disminución persistente en la tasa de crecimiento de la base monetaria. De modo interesante, esta relación se rompe después de 2001 donde se observa conjuntamente una tendencia ascendente en el crecimiento de la base monetaria y un nivel estacionario de inflación. Los resultados anteriores sugieren, de algún modo, un rol menos importante del dinero en la explicación de la dinámica de la inflación después de la adopción del régimen de MEI⁹.

La figura 5 presenta un panel de gráficos que muestran la relación entre los precios de dos materias primas (índices de precios del petróleo y de los metales) con los términos de intercambio¹⁰ y el tipo de cambio real efectivo.

En general, se observa dos periodos claros, la primera parte de la muestra sugiere un tipo de cambio real moviéndose en dirección opuesta a los términos de intercambio. Periodos de bajos términos de intercambio son equivalentes a periodos con bajos precios relativos de las exportaciones y, por lo tanto, con impactos de precios externos menos favorables en los equilibrios externos. En esos periodos, el tipo de cambio real se movió hacia arriba en una forma acomodaticia. Después de 2003 se observa un aumento importante en los términos de intercambio y en consecuencia se afecta

⁶ La autoridad estadística oficial en el Perú (Instituto Nacional de Estadística e Informática) presenta mensualmente estimaciones del PBI peruano obtenidos de la producción sectorial. Dada la naturaleza de esta estimación, es sujeto a revisiones constantes.

⁷ Estudios previos sobre el mecanismo de transmisión de la política monetaria para la economía peruana no fueron capaces de incorporar esta variable debido a la corta envergadura de la data existente en esos momentos.

⁸ Un asunto por resolver es si estas alzas de la tasa de interés inducidas por el banco central fueron una respuesta óptima que ayudó a mitigar los efectos del shock externo. La respuesta a esta pregunta va más allá del alcance de este trabajo.

⁹ Notablemente, el trabajo empírico sobre política monetaria ha llegado al punto en que es más natural agregar precios de materias primas antes que dinero en los VARs para mejorar las predicciones. Sin embargo, Leeper y Roush (2003) han descubierto recientemente, para los EEUU, que la forma en la que el dinero es modelado importa en la explicación de la dinámica de la inflación después de un shock de política.

¹⁰ Mide el precio relativo de las exportaciones versus importaciones.



positivamente los equilibrios externos, sin embargo el tipo de cambio real no cae. Aunque hubieron factores que presionaron al Dólar por debajo de sus niveles históricos en relación a la mayoría de las monedas, el hecho de que el tipo de cambio nominal es menos volátil que los de nuestros socios comerciales (cuyas monedas han sido apreciadas más rápido contra el Dólar que el Nuevo Sol) ha generado un tipo de cambio real relativamente constante.

La evolución de los precios de los metales y del petróleo conducen la dinámica de los términos de intercambio. Los precios de los metales son un fuerte componente de los precios de las exportaciones mientras que los precios del petróleo afectan más a los precios de las importaciones. Observamos que la dinámica de los términos de intercambio imita fielmente al precio de los metales, excepto para periodos donde se observan alzas de los precios del petróleo.

De otro lado, los precios del petróleo hasta cierto punto se mueven estrechamente cercanos a la serie de tipo de cambio real, capturando el hecho de que los precios externos son afectados por los choques de precios del petróleo.

Esta inspección gráfica de los datos nos permite configurar un conjunto de variables a usar en las especificaciones VAR. En particular, se enfatiza el uso del índice de precios de los metales en lugar de los términos de intercambio, mientras que el tipo de cambio real ha estado moviéndose junto al índice de precios del petróleo y de este modo parece ser una variable razonable para pronosticar la inflación, sin dejar de mencionar sus posibles efectos sobre el PBI.

Parece que el cambio de régimen es una característica de los datos analizados hasta este punto. El Cuadro 2 confirma nuestro análisis gráfico, se aprecia que las propiedades de los datos a veces cambian drásticamente de una muestra a otra, la primera muestra va de enero de 1994 a diciembre de 2000 mientras que la segunda muestra comprende el periodo de MEI.

En general, las medias y las volatilidades no condicionales caen hacia el periodo de MEI. Las diferencias en las correlaciones cruzadas entre los dos periodos también son importantes para algunas variables¹¹. Interesantemente, la correlación cruzada entre la inflación medida con el IPC y la tasa de interés interbancaria se vuelve menos negativa en la segunda sub muestra (desplazándose de -0,44 a -0,16). Un segundo punto a resaltar es que la tasa interbancaria doméstica se torna más correlacionada con las tasas extranjeras en el periodo más reciente. Durante el primer periodo la correlación entre las tasas extranjeras y la tasa interbancaria fue 0,11 y la misma correlación se vuelve altamente positiva durante el segundo periodo (0,81).

En conclusión, los aparentes cambios en régimen observados en los datos apoyan la idea de una modelación VAR capaz de incorporar información a priori. Los VARs lineales clásicos usados con este tipo de datos pueden resultar en proyecciones muy pobres fuera de muestra como para ser usadas. De otro lado, un VAR Bayesiano correctamente definido puede desempeñarse mejor aún en este ambiente.

¹¹ Las correlaciones cruzadas fueron ajustadas siguiendo a Forbes y Rigobon (2002) con el objeto de corregir el momento del ciclo económico usando estimaciones de la desviación estándar en las dos sub muestras.

3 Análisis multivariado

En primer lugar, se especifica las variables y los BVARs alternativos. Las variables definidas son: el PBI a precios de 1994 desestacionalizado (y_t), el índice de precios al consumidor en la ciudad de Lima (p_t), la base monetaria desestacionalizada (m_t), la tasa interbancaria promedio mensual (i_t), el tipo de cambio real efectivo¹² (q_t), la tasa de interés FED mensual (i_t^*), el índice de producción industrial mensual de EEUU (y_t^*) la tasa de inflación subyacente de EEUU (p_t^*) y el índice de precios de metales publicado por el FMI (p_t^{cm}). Todas las variables excepto las tasas de interés están expresadas en logaritmos y luego multiplicados por 100. De otro lado, como se discutió en la sección anterior, la presencia de ptem se justifica por el hecho de que captura aquella parte que afecta los términos de intercambio que no proviene del tipo de cambio real para esta economía abierta y pequeña.

Todos los modelos BVAR que se estiman incluyen 6 rezagos. La representación de los modelos se especifica en el Cuadro 1.

Cuadro 1 Especificaciones BVAR

	y_t	p_t	m_t	q_t	i_t	i_t^*	y_t^*	p_t^*	p_t^{cm}
VAR 1	x	x		x	x				x
VAR 2	x	x	x	x	x				x
VAR 3	x	x	x	x	x	x			x
VAR 4	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Con estas especificaciones en mente, los modelos VAR en general pueden ser expresados como¹³

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \dots \\ y_T \end{pmatrix}_{T,k} = \begin{pmatrix} z_1 \\ \dots \\ z_T \end{pmatrix}_{T,\kappa} \Gamma_{\kappa,k} + \begin{pmatrix} u_1 \\ \dots \\ u_T \end{pmatrix}_{T,k} \quad (1)$$

Donde y_t es un vector fila de variables endógenas de tamaño k , z_t es un vector fila de tamaño $\kappa = kp$ que contiene los rezagos de y_t hasta el p -ésimo rezago: $z_t = [y_{t-1} \dots y_{t-p}]$, u_t es un vector fila que contiene los shocks de forma reducida con media cero y matriz de covarianzas Ψ y Γ es una matriz de parámetros que contiene κ filas y k columnas $\Gamma = [A_1 \dots A_p]'$.

¹² El tipo de cambio real efectivo es calculado usando un tipo de cambio nominal efectivo que toma en cuenta a los 20 más importantes países socios comerciales y los respectivos índices de precios al consumidor oficiales.

¹³ Para el modelo no se usan constantes, *dummies* estacionales ni tendencias temporales determinísticas.



El lado izquierdo de la Ecuación [1] es una matriz con T filas y k columnas, si se toma la i -ésima columna de esta matriz y su elemento correspondiente en el lado derecho se obtiene la ecuación de la i -ésima variable.

$$y_i = Z\gamma_i + u_i \quad (2)$$

Aquí Z agrupa los T vectores fila z_t , y_i es un vector columna de tamaño T , γ_i es la i -ésima columna de Γ y u_i es la i -ésima columna de la matriz de vectores fila de errores agrupados u_t . Se apila estas k ecuaciones para todas las variables endógenas para obtener la estructura estándar

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \dots \\ y_k \end{pmatrix}_{Tk,1} = (I_k \otimes Z_{T,k})_{(Tk),k^2} \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \dots \\ \gamma_T \end{pmatrix}_{k^2,1} + U_{Tk,1} \quad (3)$$

Que toma la forma de un modelo lineal general tal como se define en Kadiyala y Karlsson (1997).

$$Y = \mathbf{Z}\gamma + U \quad (4)$$

El parámetro que nos interesa encontrar está dado por γ que es un grupo de k vectores columna que contienen a todos los parámetros en cada una de las k ecuaciones del sistema. Los parámetros γ pueden resolverse usando las fórmulas de mínimos cuadrados ordinarios o por máxima verosimilitud. Se puede demostrar que el estimador es

$$\hat{\gamma} = (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'Y \quad (5)$$

Con una matriz de varianzas-covarianzas dada por

$$\hat{\Psi} = Y'M_{\mathbf{Z}}Y \quad (6)$$

Donde $M_{\mathbf{Z}}$ es la matriz conocida como $M_{\mathbf{Z}} = I - \mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'$.

3.1 La especificación Litterman

El número de parámetros en nuestro sistema es bastante grande; $k^2 p$ que equivale al tamaño del vector columna γ , es decir, el número de ecuaciones multiplicado por el número de regresores en los lados derecho. El número total de variables también incluye los $k(k+1)/2$ elementos de la matriz de covarianzas Ψ . La estimación Bayesiana nos exige tener una distribución a priori para todas estas variables. La aproximación estándar a este problema de muchos parámetros es la que propuso Doan, Litterman y Sims (1984) que consiste en usar un pequeño conjunto de hiperparámetros para caracterizar la distribución adecuadamente. Comenzamos caracterizando los priors mediante sus medias y varianzas para el vector γ . El vector Ψ se asume como conocido.

**Media a priori de γ**

El vector de parámetros γ tiene k bloques, cada bloque representa los parámetros contenidos en cada una de las ecuaciones para las variables endógenas. Existen kp parámetros en cada bloque, un primer parámetro mide el efecto del primer rezago en cada ecuación. La especificación de prior a la Litterman asume que las variables se comportan como paseos aleatorios, lo que significa que los parámetros con rezagos propios son iguales a uno y que los parámetros correspondientes a los otros rezagos y/o variables son iguales a cero

$$E(\gamma) = \begin{cases} 1 & \text{para params. de primer rezago propio.} \\ 0 & \text{para params. de otros rezagos propios y todo rezago de otras variables.} \end{cases}$$

En resumen, vamos a agrupar esta información como $E(\gamma) = \bar{\gamma}$

Varianza a priori de γ

Primero se asume que la covarianza a priori entre los parámetros es cero (por simplicidad), luego sólo nos referiremos a los elementos diagonales de $V(\gamma)$. Aquí debemos evaluar la importancia de los primeros rezagos propios respecto a la variable endógena, aquellos que conciernen al resto de las variables y al resto de los rezagos.

Nuestra incertidumbre sobre los parámetros del primer rezago propio será medida por el hiperparámetro θ , esto es cierto para todas las ecuaciones y proporciona una medida de cuanto creemos en nuestra hipótesis prior de paseo aleatorio. Para rezagos propios de segundo y mayor orden, nuestra incertidumbre disminuirá a una velocidad dada por h^λ , donde h es el orden del rezago.

Para parámetros en otras variables, θ se contrae o incrementan de acuerdo a un ponderador general dado por ω_{ij} .

$$V(\gamma) \equiv \tilde{V}_\gamma = \begin{cases} \frac{\theta}{h^\lambda} \omega_{ii} & \text{para params. de rezago propio.} \\ \frac{\theta}{h^\lambda} \omega_{ij} & \text{para params. de rezagos de variable } j \neq i. \end{cases}$$

Puesto que θ controla todas las varianzas de los parámetros endógenos, es llamado parámetro de precisión total, mientras que λ es denominada como el parámetro de decaimiento (*decay parameter*). Los parámetros de ponderación ω_{ij} serán definidos más adelante. Siguiendo a Doan, Litterman y Sims (1984), tomamos en cuenta el hecho de que las variables en cada ecuación pueden estar medidas en diferentes escalas. Por eso, calculamos las varianzas del error realizando estimaciones autorregresivas univariadas y las asignamos en la matriz diagonal $\Omega = [\hat{\sigma}_{ii}^2]$.

También construimos la matriz $W = [W_{ij}]$ que captura cuanto se reduce o expande la precisión total para cada rezago. Los elementos diagonales W_{ii} se fijan igual a uno, si tuviéramos más certeza sobre

los prior correspondientes a los parámetros de la variable j en la ecuación i , entonces podemos asumir un valor W_{ij} más bajo. La matriz de ponderadores finales $[\omega_{ij}]$ se obtiene calculando $[\omega_{ij}] = \Omega W \Omega^{-1}$, que lleva a

$$\begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1k} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \cdots & \omega_{2k} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \omega_{k1} & \omega_{k2} & \cdots & \omega_{kk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & W_{12} \left(\frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_2^2} \right) & \cdots & W_{1k} \left(\frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_k^2} \right) \\ W_{21} \left(\frac{\hat{\sigma}_2^2}{\hat{\sigma}_1^2} \right) & 1 & \cdots & W_{2k} \left(\frac{\hat{\sigma}_2^2}{\hat{\sigma}_k^2} \right) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ W_{k1} \left(\frac{\hat{\sigma}_k^2}{\hat{\sigma}_1^2} \right) & W_{k2} \left(\frac{\hat{\sigma}_k^2}{\hat{\sigma}_2^2} \right) & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

La información prior puede ser representada en términos de una serie de restricciones estocásticas:

$$\tilde{\gamma}_{k,\kappa} = I_{k,k} \gamma_{k,\kappa} + \bar{\omega}_{k,\kappa} \quad (7)$$

Donde $\bar{\omega}$ es una perturbación iid con media cero y varianza definida por \tilde{V}_{γ} . Y $I_{k,k}$ es una matriz identidad. Esta restricción [7] puede ser combinada con el modelo VAR en [4] para generar una estimación combinada como se propuso en Theil y Goldberger (1961). El modelo combinado es

$$\begin{bmatrix} Y \\ \tilde{\gamma} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z} \\ I \end{bmatrix} \gamma + \begin{bmatrix} U \\ \bar{\omega} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Donde la estimación MCO combinada resulta en

$$\hat{\gamma}_{TG} = (V_{\hat{\gamma}}^{-1} + V_{\bar{\omega}}^{-1})^{-1} [(\Psi_k^{-1} \otimes Z'_{T,\kappa}) Y + V_{\bar{\omega}}^{-1} \tilde{\gamma}] \quad (9)$$

Donde $V_{\hat{\gamma}}$ es la varianza del estimador MCO hallado en la ecuación [4]. Esta fórmula para esta varianza está dada por

$$V_{\hat{\gamma}} = (\Psi_k \otimes (Z'_{T,\kappa} Z_{T,\kappa})^{-1})_{kk.kk}$$

3.2 Información a priori profunda

La ecuación [9] proporciona un estimador que pondera los parámetros MCO y los parámetros prior según sus matrices de covarianzas. ¿Cuál es el alcance de nuestra varianza a priori? ¿Tenemos más información sobre el proceso generador de datos además de la que los datos nos proporcionan? ¿Cómo podemos extraer valores para los hiperparámetros que definen la precisión total θ , el parámetro de decaimiento λ , y la matriz de ponderación W basándonos en información fuera del modelo?

De hecho, sí tenemos información relevante. Primero, sabemos que en todas las especificaciones BVAR existe un bloque externo, variables cuyas dinámicas son inmutables a las condiciones



internas¹⁴. Segundo, sabemos que el régimen de metas de inflación es el marco actual de política monetaria. A continuación se incorpora ambas fuentes de información una por una.

Exogeneidad a priori de un bloque

La forma natural de usar la información a priori sobre la exogeneidad de un conjunto de variables externas, es asumir que el prior de paseo aleatorio es más importante para las variables externas, es decir, la correspondiente varianza prior de nuestra creencia es más pequeña. Por lo tanto, se asume una forma específica para la matriz de ponderación W , cuyos elementos tomarán tres valores posibles:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } i = j \\ 0,5 & \text{si } i \neq j \text{ e } i \rightarrow \text{variable doméstica} \\ 0 & \text{si } i \neq j \text{ e } i \rightarrow \text{variable externa} \end{cases}$$

El ancla nominal

Luego, se elige θ y λ usando un criterio simple: Si existe un ancla nominal –que bajo el esquema de MEI está definido de manera precisa como una tasa de inflación a alcanzarse en un horizonte suficientemente largo en el futuro– entonces las predicciones de largo plazo de las variables nominales deberían ser compatibles con ella.

Si se asume que la tasa de interés "neutral" durante la última parte del periodo de muestra y que se espera mantener en el futuro es alrededor de $r_{ss} = 4$ por ciento, entonces, dada una meta de inflación de $\pi_{ss} = 2,5$ por ciento, la tasa de interés nominal debería ser $i_{ss} = 6,5$ por ciento. Alternativamente, asumiendo una tasa de interés externa de estado estacionario igual a 4,5 por ciento y una prima por riesgo de equilibrio de 2 por ciento, se obtiene también una tasa neutral de 6,5 por ciento.

Así, se eligen los hiperparámetros $[\theta \quad \lambda]'$ de modo tal que se minimice indirectamente una función de pérdida de la forma

$$d = a_{\pi} (\hat{\pi}_{ss} - 2,5)^2 + a_i (\hat{i}_{ss} - 6,5)^2$$

Donde $\hat{\pi}_{ss}$ y \hat{i}_{ss} son predicciones de largo plazo (de 6 a 7 años en adelante)

El proceso resulta en diferentes conjuntos de hiperparámetros de acuerdo a cada criterio posible. Si $a_{\pi} = 1$ y $a_i = 0$ sólo tenemos en cuenta la información sobre la tasa de la inflación de largo plazo (criterio de inflación) y los resultados se resumen en la Cuadro 3. Allí calculamos 24 predicciones de largo plazo fuera de muestra para cada BVAR y VAR-MCO asociado y presentamos los valores medios correspondientes a los parámetros de precisión y decaimiento. Observamos que estos valores son importantes, sugiriendo un efecto combinado en la varianza del prior Litterman; una gran varianza debido a un mayor valor del parámetro de precisión y una menor varianza debido a un decaimiento más fuerte a cero.

¹⁴ Ver Cushman y Zha (1995).



4 Resultados empíricos

En esta parte se usa las medianas de los parámetros de precisión y decaimiento correspondientes a cada BVAR y criterio posible para realizar las estimaciones y las predicciones fuera de muestra.

4.1 Procedimiento

Para evaluar el desempeño de la predicción fuera de muestra, debemos considerar la secuencia de la publicación de los datos. Todas las variables están disponibles al final del mes en el que se miden, sin embargo, el PBI doméstico sólo está disponible con dos meses de retraso¹⁵.

Para usar información actual para datos que son rápidamente divulgados recurrimos a una técnica de predicción condicional. Esto permite que todas las series de datos que aún no están disponibles para un mes dado sean proyectadas de manera "condicional" a aquellas variables cuyas observaciones están disponibles. La predicción condicional consiste en los siguientes pasos. Primero, estimamos los diferentes BVARs al final de un mes particular usando los datos disponibles en ese momento. Por ejemplo, puesto que el PBI es divulgado con un rezago de dos meses, los modelos son estimados sin las últimas dos observaciones de todas las variables. Segundo, los datos se completan con predicciones del PBI doméstico para los últimos dos meses condicional a la observación del resto de las variables dentro de esos aquellos dos meses.

La evaluación de la precisión de predicción de cada especificación BVAR es obtenida estimando y prediciendo recursivamente. La primera muestra de datos para la estimación se extiende desde agosto de 1995 hasta noviembre de 2001 y el periodo fuera de muestra seleccionado para la validación de las predicciones va de diciembre de 2001 a agosto de 2004. Empezamos el procedimiento de estimación para los BVARs con datos disponibles hasta setiembre de 2001, dos meses antes del primer mes del periodo fuera de muestra. Luego, las observaciones del PBI de los últimos dos meses (octubre y noviembre de 2001) son completados por el procedimiento de predicción condicional descrito anteriormente. Luego las predicciones de variables que comienzan en diciembre de 2001 son registradas y transformadas a variaciones año a año, i.e. inflación año a año y crecimiento del PBI año a año. Finalmente, las predicciones de las variables transformadas son comparadas con los valores realizados en diferentes horizontes: Tres, seis, nueve, doce y veinticuatro meses hacia adelante y los errores de predicción son guardados. Después de eso, las observaciones del mes siguiente son añadidas al conjunto de datos para estimación y el procedimiento detallado arriba se realiza nuevamente. Estos pasos son repetidos hasta que el periodo fuera de muestra es completado¹⁶.

Juntando los resultados para cada periodo generamos una serie de 33 predicciones de tres meses en adelante, 30 predicciones de seis meses en adelante, 27 predicciones de nueve meses en adelante, 24

¹⁵ Por ejemplo, el PBI de enero se publica en Marzo.

¹⁶ Estos pasos describen los procedimientos tomados en el verdadero ejercicio de predicción, usando sólo la serie de datos disponibles en el momento en que las predicciones son realizadas. Sin embargo, es digno recalcar que la estimación BVAR se apoya en hiperparámetros fijos que en realidad elegimos después de la realización de los datos en nuestro periodo fuera de muestra, i.e. nuestra elección objetivo de hiperparámetros incorpora alguna noción de la evolución de los datos hasta entonces.



predicciones de doce meses en adelante, y 12 predicciones de veinticuatro meses en adelante. Dado esto, el desempeño de predicción para cada modelo es medido por la diferencia entre los resultados predichos y reales en el periodo fuera de muestra. La evaluación de la precisión de predicción está basada en el error cuadrático medio (ECM) y el estadístico U-theil.

Durante este ejercicio notamos que, en general, el desempeño de la predicción mejora hacia el final de la muestra de evaluación. Para resaltar esto, calculamos adicionalmente Errores Cuadráticos Medios (ECMs) para una muestra que se extiende desde diciembre de 2002 a agosto de 2004. Esta submuestra no es suficientemente grande para seguir el desempeño de predicción de los modelos para predicciones de más de veinticuatro meses. Sin embargo, sospechamos que el ECM y el U-theil podrían haberse reducido también para aquel horizonte.

4.2 Resultados

Después de realizar las predicciones fuera de muestra construimos los valores del ECM y del U-theil para cada BVAR usando los hiperparámetros correspondientes sólo al criterio de inflación (resultados para otros criterios se muestran en los cuadros 4 y 5).

El cuadro 3 en el apéndice reporta los ECMs y estadísticos U-theil (en paréntesis) para los diferentes modelos BVAR en la predicción de la inflación a 12 meses del IPC y el crecimiento a 12 meses del PBI. El cuadro también muestra los hiperparámetros (decaimiento y precisión total) y predicciones de largo plazo (más allá de siete años) para la inflación medida con el IPC y la tasa de interés doméstica de cada modelo. Como se muestra, todos los modelos excepto el BVAR 4 se desempeñan bastante bien para la predicción de la inflación en el primer periodo fuera de muestra (que se expande desde diciembre de 2001 a agosto de 2004), así, los estadísticos U-theil correspondientes a todos los horizontes son consistentemente menores a uno para los tres primeros modelos. En promedio el BVAR 1 tiene el mejor desempeño en la predicción de la inflación reportando el menor estadístico U-theil (0,16)

En relación al crecimiento del PBI, el BVAR 1 y el BVAR 4 se comportan mejor que el paseo aleatorio en todos los horizontes. En el horizonte corto, dentro de tres meses y nueve meses, los valores del ECM y del U-theil revelan que el último modelo supera al segundo. Sin embargo, en el horizonte de mediano plazo, doce meses y veinticuatro meses, la comparación entre el primer y segundo modelo parece no estar absolutamente definida. En general, el BVAR 2 es marginalmente más preciso en promedio que el BVAR 1. Estos resultados podrían sugerir que existe una pequeña ventaja de información en los agregados monetarios para la predicción del crecimiento del PBI. De otro lado, el BVAR 3 y el BVAR 4 fueron menos precisos que el paseo aleatorio simple para la mayoría de horizontes. Como en el caso de la predicción de la inflación, la evaluación de la precisión indica que el BVAR 4 genera el peor desempeño de predicción.

Acortando el periodo de evaluación de predicción de diciembre de 2001 a agosto de 2004 (segundo panel de el cuadro 3) obtenemos resultados similares con respecto a la predicción de crecimiento del PBI. Sin embargo, los resultados cambian en la evaluación del desempeño de la predicción de la



inflación. Notablemente, todos los modelos superan a un modelo simple de paseo aleatorio, obteniendo estadísticos U-theil menores a uno. Estos resultados son consistentes en los horizontes de corto y mediano plazo. En promedio el BVAR 3 supera marginalmente al resto de modelos y tiene el mejor desempeño de predicción en el horizonte de doce meses. En general parece que dejando fuera las primeras observaciones del periodo fuera de muestra la exactitud del pronóstico mejora significativamente.

4.2.1 Ejercicio de robustez: Cambiando el criterio del prior

Una cuestión clave en la estimación de VAR Bayesianos es la elección de los hiperparámetros. Con la finalidad de medir la importancia de los deep priors y la robustez de nuestros resultados, evaluamos el desempeño de predicción de los modelos bajo dos criterios alternativos concernientes a la elección de los hiperparámetros. El primero es el criterio de tasa de interés en el que minimizamos $d = (\hat{i}_{ss} - 6,5)^2$ donde \hat{i}_{ss} es el pronóstico simulado en el horizonte de largo plazo. Hemos asumido un nivel de estado estacionario de la tasa de interés nominal del orden de 6,5 por ciento consistente con la meta de inflación. El segundo es el criterio conjunto de inflación y tasa de interés en el que minimizamos la siguiente función de pérdida $d = a_{\pi}(\hat{\pi}_{ss} - 2,5)^2 + a_i(\hat{i}_{ss} - 6,5)^2$. Los cuadros 5 y 4 reportan el resumen de estadísticas para cada criterio, respectivamente.

Resulta interesante que, en términos de la precisión de la predicción de la inflación, el BVAR 1 supera al resto de modelos bajo todos los criterios considerados y dentro de la primera muestra (diciembre de 2001 a agosto de 2004). En la segunda muestra (diciembre de 2002 a agosto de 2004), el BVAR 3 presenta la predicción más exacta bajo el criterio de inflación. No obstante, entre criterios la mejora del BVAR 3 es ligeramente superior que la del VBAR 1.

En cuanto al crecimiento del PBI, el BVAR 2 (que incluye agregados monetarios) se desempeña mejor en la primera muestra usando el criterio de inflación y el criterio conjunto de inflación y tasa de interés. Además, promediando el ECM y el U-theil en todos los horizontes, el BVAR 2 tiene la mejor precisión de predicción en términos del crecimiento del PBI en la primera muestra usando el criterio de inflación y en la segunda muestra bajo el criterio conjunto de inflación y tasa de interés. De los resultados anteriores, inferimos que el dinero podría estar ayudando en la predicción del crecimiento del PBI.

Ordenando los resultados de acuerdo con los criterios utilizados, se nota que el criterio de tasa de interés tiene el peor desempeño sin importar qué muestra es analizada. Adicionalmente, el criterio conjunto de inflación y tasa de interés sólo mejora ligeramente algunos resultados. Esto brinda más sustento al uso del criterio de inflación como el referente básico. Finalmente, en general la precisión de predicción mejora considerablemente para la inflación y el crecimiento del PBI para el segundo periodo de muestra sin tener en cuenta el criterio y la especificación del modelo. Este resultado podría estar asociado con el cambio significativo observado en los momentos no condicionales, en particular, reducciones agudas en las volatilidades de las principales variables macroeconómicas que coinciden con la adopción del régimen de MEI.



5 Comentarios finales

Desde inicios de 2002, el Banco Central de Reserva del Perú ha estado guiando sus acciones de política monetaria dentro del marco de metas explícitas de inflación. Así, la realización de proyecciones de las principales variables macroeconómicas, en particular de la inflación, se ha vuelto una tarea central de los hacedores de política. En este trabajo, introducimos una metodología de predicción bayesiana adecuada para evaluar el desempeño de los pronósticos de inflación y crecimiento del PBI para la economía peruana.

A diferencia de otras contribuciones, en nuestro trabajo hemos presentado una regla que puede ser usada para extraer información a priori a la Litterman en un contexto VAR Bayesiano que puede ser más preciso para describir la dinámica de variables macroeconómicas claves para un país bajo el régimen de metas de inflación. La regla se basa en la elección de parámetros de decaimiento y precisión que inducirían el ancla nominal establecida por la meta de inflación. En tal sentido, la regla propuesta puede ser aplicada a otras economías que hayan adoptado un esquema de metas de inflación.

Nuestros resultados muestran que las predicciones fuera de muestra realizadas con los BVAR favorecen especificaciones BVAR pequeñas bajo distintos criterios posibles. El procedimiento bayesiano sugerido puede ser mejorado notablemente en dos aspectos. Primero, es indispensable calcular bandas de confianza para los pronósticos y probar las densidades de predicción fuera de muestra antes que pronósticos puntuales como se presentaron en este trabajo. Segundo, es necesario ir más allá de simples VARs no estructurales presentados en este trabajo y realizar estimación y predicción de BVAR'es estructurales. Sólo cuando aquel paso final esté realizado seremos capaces de hacer que nuestro marco de predicción BVAR tenga un uso amplio.

Referencias

Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe y L. Valdivia (2001): “De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial”, *Estudios Económicos*, No. 7, Banco Central de Reserva del Perú.

Barrera, C. (2005): “Proyección desagregada del IPC, IPM y PBI”. Manuscrito no publicado, Banco Central de Reserva del Perú.

Bauwens L., M. Lumbrano y J.F Richard (2001): “Bayesian Inference in Dynamic Econometric Models”.

Bringas, P. y V. Tuesta (1997): “El superávit de encaje y los mecanismos de Transmisión de la política monetaria: una aproximación”. *Estudios Económicos*, No. 7, Banco Central de Reserva del Perú.

Cushman, D. y T. Zha (1995): “Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates”. *Working Paper 95-7*, Federal Reserve Bank of Atlanta.



- Doan, T., R. Litterman y C. Sims** (1984): "Forecasting and conditional projections using realistic prior distributions". *Econometric Reviews*, Vol. 3, pp. 1-100.
- Forbes, K. y R. Rigobon** (2002): "Non Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements". *Journal of Finance*, Vol. LVII, No. 5.
- Grippa, F.** (2004): "Identifying Monetary Policy in Peru" Manuscrito no publicado, Banco Central de Reserva del Perú.
- Kadiyala, K. y S. Karlsson** (1997): "Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR Models". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, pp. 99-132.
- Leeper, E. y J. Roush** (2003). "Putting 'M' back in monetary policy". *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 35, No. 6, pp. 1217-1256.
- León, D.** (1999): "La Información contenida en los Agregados Monetarios en el Perú", *Estudios Económicos*, No. 5, Banco Central de Reserva del Perú.
- Litterman, R.** (1986): "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions Five Years of Experience". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, pp. 25-38.
- Luque, J. y M. Vega** (2002): "Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: Algunas consideraciones". *Estudios Económicos*, No. 10, Banco Central de Reserva del Perú.
- LLosá, L.G** (2004): "Examinando algunas disyuntivas de política económica en un modelo estructural". *Estudios Económicos*, No. 11, Banco Central de Reserva del Perú.
- Quispe, Z.**(2000): "Monetary Policy in a Dollarised Economy: The case of Peru, in Monetary Policy Framework in a Global Context", L. Mahadeva y G. Stern, eds., Routledge y Bank of England, London-New York.
- Robertson, J. y E. Tallman** (1999): "Vector Autoregressions: Forecasting and Reality", *Economic Review*, First Quarter 1999, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Theil, H. y A. Goldberger** (1961): "On Pure and Mixed Statistical Estimation in Economics". *International Economic Review*, Vol. 2, 65-78.
- Svensson, L.** (2005): "Monetary Policy with Judgement Forecast Targeting". Forthcoming in *International Journal of Central Banking*.
- Winkelried, D.** (2003): "Hacia una Meta Explícita de Inflación: Anticipando la Inflación en el Perú". *Estudios Económicos*, No. 9, Banco Central de Reserva del Perú.
- Winkelried, D.** (2004): "Tendencias Comunes y Análisis de Política Monetaria en el Perú", *Estudios Económicos*, No. 11, Banco Central de Reserva del Perú.



A. Cuadros y gráficos

Cuadro 2: PRINCIPALES MOMENTOS NO CONDICIONALES

	Muestras		
	ANTERIOR ^a	RECIENTE ^b	COMPLETA ^c
Media			
Inflación del IPC	0,63	0,15	0,47
Tasa de interés interbancaria	13,32	4,72	10,43
Tasa FED	5,35	2,06	4,25
Desviación Estándar			
Crecimiento PBI	1,90	1,04	1,66
Inflación del IPC	0,41	0,33	0,45
Δ en la Base Monetaria	2,31	1,54	2,08
Tipo de Cambio Real Multilateral	3,14	2,11	2,86
Tasa de interés interbancaria	4,70	3,39	5,92
Autocorrelación de primer orden			
Crecimiento PBI	0,84	0,73	0,83
Inflación del IPC	0,53	0,35	0,62
Tasa de interés interbancaria	4,60	0,90	0,82
Correlación cruzada respecto al crecimiento del PBI			
Inflación del IPC	-0,16	0,19	-0,02
Δ en la Base Monetaria	0,06	-0,10	0,04
Tasa de interés interbancaria	0,01	-0,47	0,00
Correlación cruzada respecto a la tasa de interés interbancaria			
Crecimiento PBI	0,01	-0,45	0,00
Inflación del IPC	-0,44	-0,16	0,09
Δ en la Base Monetaria	-0,15	-0,18	-0,08
Tipo de Cambio Real Multilateral	0,09	0,05	0,18
Tasa FED	0,11	0,81	0,73
Correlación cruzada respecto a la tasa de fondos federales EUA			
	0,25	-0,63	0,07
	-0,19	-0,22	0,32
	0,07	0,84	0,73

^a 1994:01 a 2000:12^b 2001:01 a 2004:06^c 1994:01 a 2004:06



Cuadro 3: RECM de Proyecciones BVAR - Criterio de Inflación

	BVAR1	BVAR2	BVAR3	BVAR4
Overall Tightness (θ)	2,82	3,68	3,78	2,03
Decay (λ)	2,30	5,09	7,16	2,59
Long-run CPI inflation	1,79	1,92	2,38	2,30
Long-run interest rate	7,99	8,09	8,41	-1,84

Sample: 2002.10 to 2004.10

CPI Inflation				
3 months	0,71 (0,11)	0,90 (0,15)	0,78 (0,13)	1,35 (0,22)
6 months	1,05 (0,16)	1,53 (0,23)	1,32 (0,20)	2,22 (0,33)
9 months	1,21 (0,16)	2,31 (0,31)	1,47 (0,20)	3,45 (0,46)
12 months	1,68 (0,20)	3,49 (0,42)	1,86 (0,22)	7,31 (0,88)
24 months	1,92 (0,16)	1,11 (0,09)	2,70 (0,23)	11,49 (0,97)
Average	1,32 (0,16)	1,87 (0,24)	1,63 (0,19)	5,17 (0,57)

GDP Growth				
3 months	3,83 (0,19)	1,77 (0,09)	6,56 (0,33)	8,11 (0,40)
6 months	5,09 (0,26)	2,86 (0,15)	18,75 (0,96)	20,56 (1,05)
9 months	6,31 (0,33)	3,38 (0,18)	23,71 (1,23)	36,23 (1,88)
12 months	9,91 (0,54)	5,32 (0,29)	45,28 (2,49)	55,92 (3,07)
24 months	2,87 (0,18)	4,74 (0,30)	47,60 (2,98)	11,46 (0,72)
Average	6,28 (0,33)	3,33 (0,18)	23,57 (1,25)	30,21 (1,60)

Sample: 2003.10 to 2004.10

CPI Inflation				
3 months	0,77 (0,09)	0,82 (0,09)	0,77 (0,09)	0,87 (0,10)
6 months	1,35 (0,15)	1,20 (0,13)	1,09 (0,12)	1,66 (0,18)
9 months	1,34 (0,13)	1,43 (0,14)	1,17 (0,12)	1,56 (0,16)
12 months	1,36 (0,12)	1,24 (0,10)	0,81 (0,07)	1,76 (0,15)
Average	1,21 (0,12)	1,17 (0,12)	0,96 (0,10)	1,46 (0,15)

GDP Growth				
3 months	3,73 (0,22)	1,52 (0,09)	4,68 (0,28)	9,75 (0,58)
6 months	4,13 (0,26)	2,09 (0,13)	10,15 (0,65)	24,47 (1,56)
9 months	4,74 (0,31)	3,02 (0,20)	10,16 (0,66)	32,78 (2,14)
12 months	6,15 (0,39)	4,08 (0,26)	18,03 (1,13)	40,98 (2,56)
Average	4,69 (0,29)	2,68 (0,17)	10,75 (0,68)	26,99 (1,71)



Cuadro 4: RECM de Proyecciones BVAR - Ambos Criterios

MSE (U-Theil) of BVAR Forecasts – Inflation and interest rate joint criterion

	BVAR 1	BVAR 2	BVAR 3	BVAR 4
Overall Tightness (θ)	0,84	2,68	3,14	2,53
Decay (λ)	0,72	3,08	5,57	3,13
Long-run CPI inflation	1,54	1,39	2,24	2,62
Long-run interest rate	7,41	6,42	7,49	-2,92

Sample: December 2001 to August 2004

	CPI Inflation			
3 months	0,73 (0,12)	0,93 (0,15)	0,86 (0,14)	1,44 (0,23)
6 months	1,08 (0,16)	1,96 (0,29)	1,70 (0,25)	2,31 (0,34)
9 months	1,22 (0,16)	2,88 (0,38)	2,25 (0,30)	3,65 (0,49)
12 months	1,69 (0,20)	4,37 (0,53)	3,31 (0,40)	7,84 (0,94)
24 months	1,94 (0,16)	0,74 (0,06)	1,11 (0,09)	13,28 (1,12)
Average	1,33 (0,16)	2,18 (0,28)	1,85 (0,24)	5,70 (0,63)

	GDP Growth			
3 months	3,75 (0,19)	1,65 (0,08)	4,49 (0,22)	8,05 (0,40)
6 months	4,95 (0,25)	2,60 (0,13)	11,43 (0,58)	20,92 (1,07)
9 months	5,86 (0,30)	3,71 (0,19)	14,06 (0,73)	35,27 (1,83)
12 months	9,07 (0,50)	6,14 (0,34)	25,96 (1,43)	54,49 (3,00)
24 months	2,42 (0,15)	6,64 (0,42)	27,77 (1,74)	17,05 (1,07)
Average	5,91 (0,31)	3,53 (0,19)	13,99 (0,74)	29,68 (1,57)

Sample: December 2002 to August 2004

	CPI Inflation			
3 months	0,79 (0,09)	0,81 (0,09)	0,81 (0,09)	0,84 (0,09)
6 months	1,37 (0,15)	1,34 (0,15)	1,31 (0,14)	1,58 (0,17)
9 months	1,33 (0,13)	1,48 (0,15)	1,54 (0,15)	1,50 (0,15)
12 months	1,36 (0,11)	1,35 (0,11)	1,36 (0,11)	1,87 (0,16)
Average	1,21 (0,12)	1,24 (0,12)	1,25 (0,13)	1,45 (0,14)

	GDP Growth			
3 months	3,68 (0,22)	1,22 (0,07)	4,39 (0,26)	9,71 (0,57)
6 months	4,09 (0,26)	0,75 (0,05)	8,58 (0,55)	25,25 (1,61)
9 months	4,55 (0,30)	0,91 (0,06)	6,78 (0,44)	32,63 (2,13)
12 months	5,79 (0,36)	1,31 (0,08)	9,27 (0,58)	39,21 (2,45)
Average	4,53 (0,28)	1,05 (0,07)	7,25 (0,46)	26,70 (1,69)



Cuadro 5: RECM de Proyecciones BVAR - Criterio de tasa de interes

MSE (U-Theil) of BVAR Forecasts – Interest rate criterion

	BVAR 1	BVAR 2	BVAR 3	BVAR 4
Overall Tightness (θ)	0,71	0,06	0,71	2,76
Decay (λ)	1,23	2,27	4,85	3,32
Long-run CPI inflation	0,70	0,94	4,42	2,60
Long-run interest rate	7,31	6,50	4,91	-2,82
Sample: December 2001 to August 2004				
CPI Inflation				
3 months	0,72 (0,12)	1,27 (0,21)	0,85 (0,14)	1,48 (0,24)
6 months	1,08 (0,16)	2,15 (0,32)	1,53 (0,23)	2,35 (0,35)
9 months	1,24 (0,17)	3,24 (0,43)	1,88 (0,25)	3,72 (0,50)
12 months	1,71 (0,21)	3,69 (0,44)	2,40 (0,29)	8,08 (0,97)
24 months	1,95 (0,17)	6,23 (0,53)	2,78 (0,24)	14,05 (1,19)
Average	1,34 (0,16)	3,32 (0,39)	1,89 (0,23)	5,94 (0,65)
GDP Growth				
3 months	3,63 (0,18)	7,40 (0,37)	3,45 (0,17)	8,03 (0,40)
6 months	4,68 (0,24)	22,59 (1,15)	5,50 (0,28)	21,04 (1,07)
9 months	5,48 (0,28)	42,47 (2,20)	5,06 (0,26)	34,73 (1,80)
12 months	8,54 (0,47)	67,29 (3,70)	9,08 (0,50)	53,58 (2,95)
24 months	2,36 (0,15)	29,89 (1,87)	5,98 (0,37)	18,68 (1,17)
Average	5,58 (0,29)	34,94 (1,86)	5,77 (0,30)	29,35 (1,55)
Sample: December 2002 to August 2004				
CPI Inflation				
3 months	0,79 (0,09)	0,93 (0,10)	0,77 (0,09)	0,83 (0,09)
6 months	1,38 (0,15)	1,29 (0,14)	1,25 (0,14)	1,55 (0,17)
9 months	1,37 (0,14)	1,73 (0,17)	1,41 (0,14)	1,48 (0,15)
12 months	1,37 (0,12)	1,26 (0,11)	1,11 (0,09)	1,93 (0,16)
Average	1,23 (0,12)	1,30 (0,13)	1,13 (0,11)	1,45 (0,14)
GDP Growth				
3 months	3,59 (0,21)	1,65 (0,10)	4,07 (0,24)	9,69 (0,57)
6 months	3,89 (0,25)	3,63 (0,23)	4,54 (0,29)	25,53 (1,63)
9 months	4,32 (0,28)	9,75 (0,64)	3,05 (0,20)	32,49 (2,12)
12 months	5,48 (0,34)	19,31 (1,21)	3,81 (0,24)	38,43 (2,41)
Average	4,32 (0,27)	8,58 (0,54)	3,87 (0,24)	26,53 (1,68)

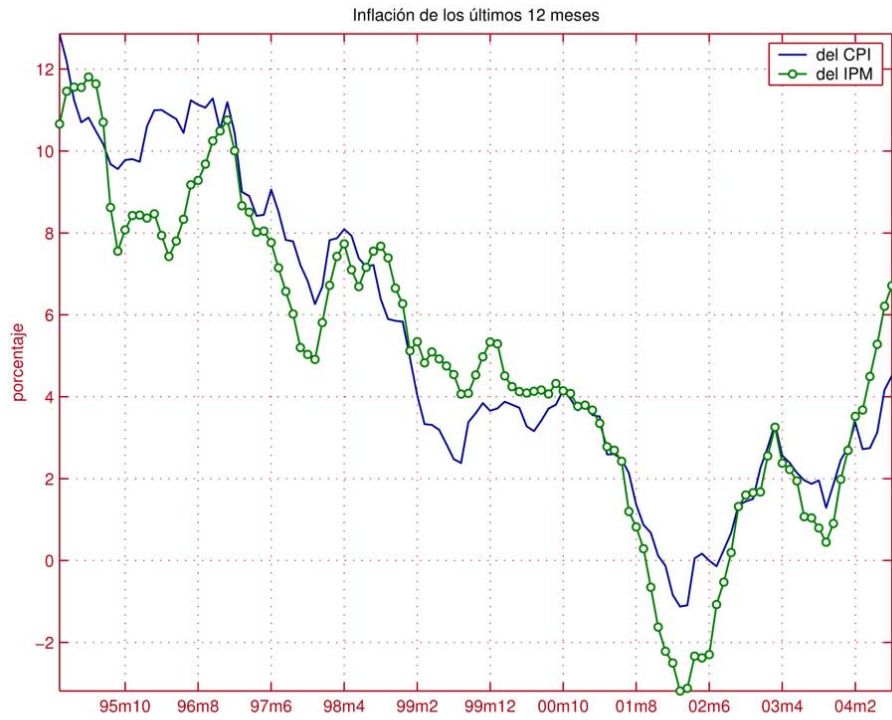


Figura 1: Inflación a 12 meses

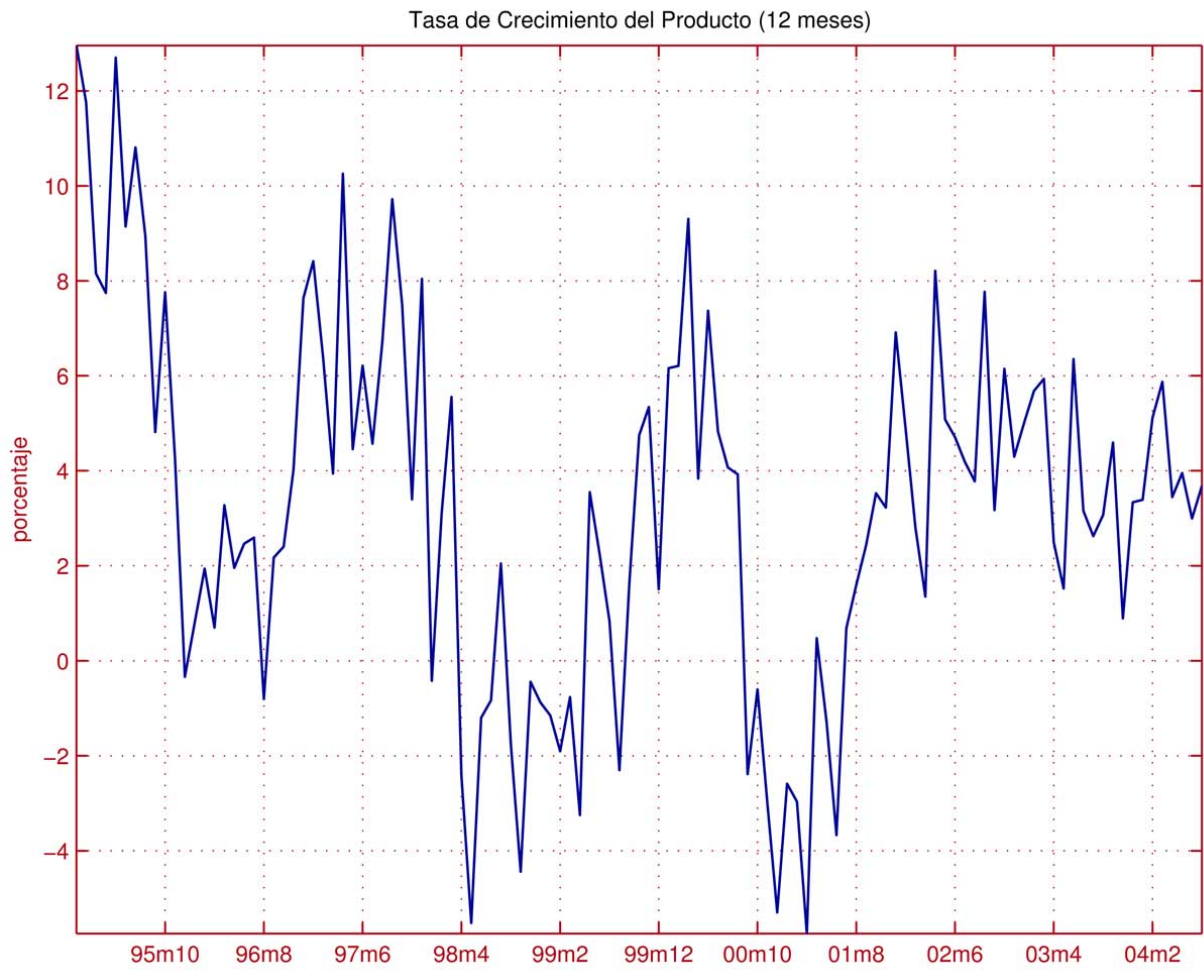


Figura 2: Crecimiento del PBI a 12 meses

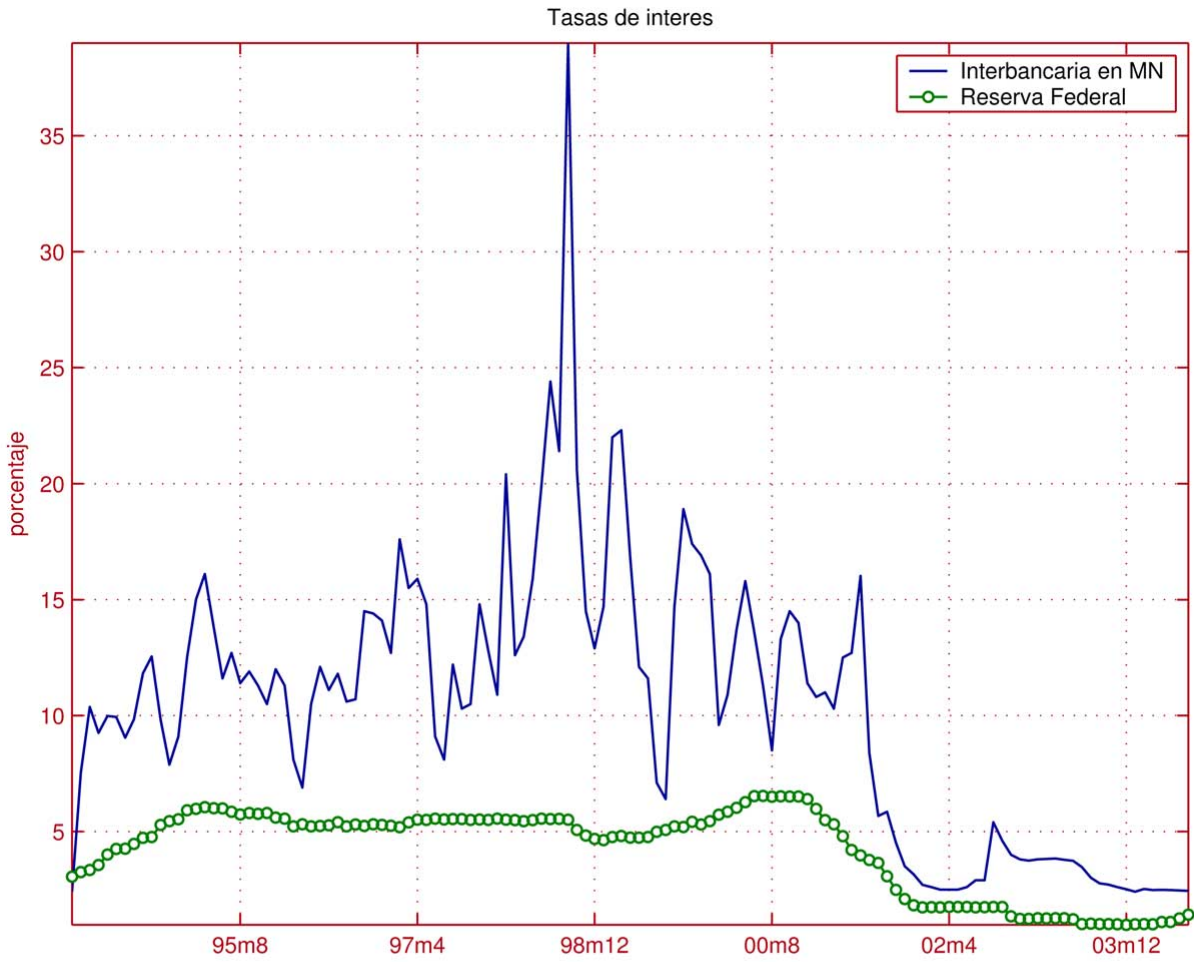


Figura 3: Tasa Interbancaria en MN y Tasa FED

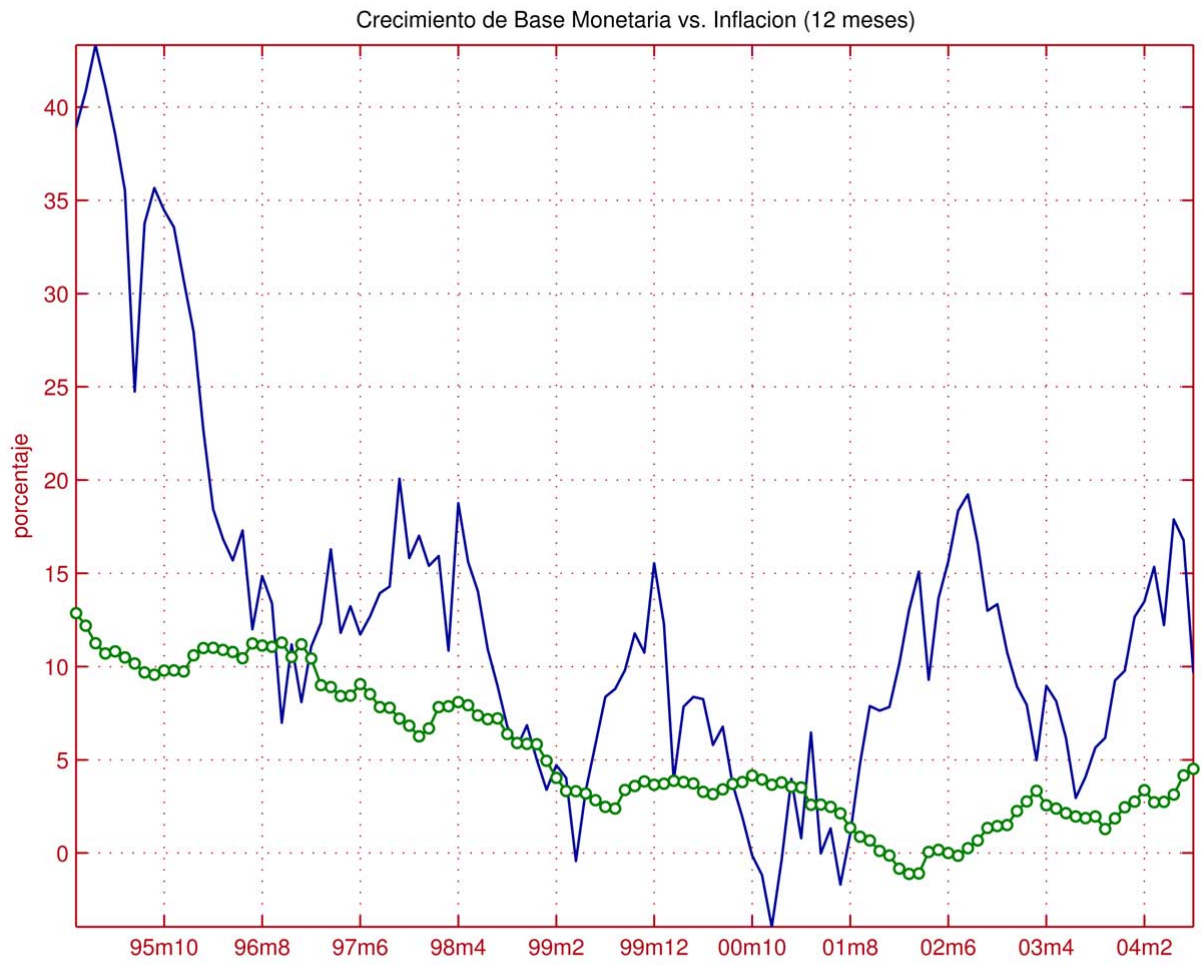


Figura 4: Crecimiento 12 meses en la Base Monetaria e Inflación

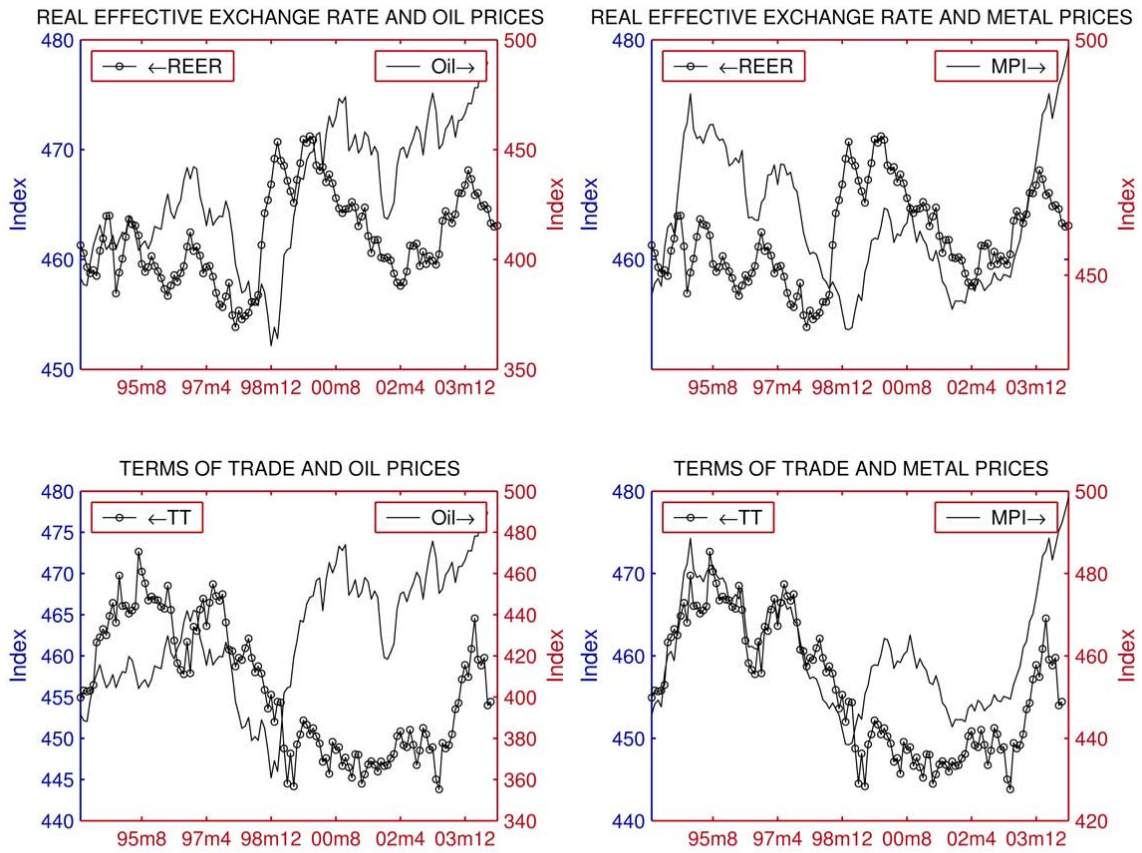


Figura 5: Tipo de Cambio Real Multilateral y Términos de Intercambio



*Crisis de inflación y productividad total de los factores en Latinoamérica**

Nelson Ramírez Rondán **

nramirez@bcrp.gob.pe

Juan Carlos Aquino ***

a19998012@pucp.edu.pe

1 Introducción

Uno de los rasgos más sobresalientes del crecimiento económico es que las diferencias entre las tasas de crecimiento de los países está explicada por el crecimiento de la productividad total de los factores (PTF), mas no por la acumulación de capital¹ (Easterly y Levine, 2002). En la mayoría de países de Latinoamérica la tasa de crecimiento de la PTF alcanzó su mayores caídas en al década de los ochenta (Loayza, Fajnzylber y Calderón, 2004), periodo que se denominó “la década pérdida”; Además, dicha década se caracterizó por periodos de crisis de inflación, por ejemplo, Argentina alcanzó un máximo de 3 080 por ciento de inflación en 1989, Bolivia lo hizo en 1985 con un 11 750 por ciento y Perú en 1990 con 7 841 por ciento.

En este sentido, ¿Cuál ha sido la relación entre la productividad total de los factores y la inflación en Latinoamérica? ¿Sólo periodos de crisis de inflación habrán tenido efectos sobre el crecimiento de la PTF, o también periodos de inflación baja y estable? ¿Esta relación será meramente un reflejo de periodos de choques de oferta que afecta tanto a la inflación como al crecimiento de la PTF? Este trabajo intenta responder a dichas preguntas para Latinoamérica.

Una alta inflación o una incertidumbre sobre la inflación reducen la eficiencia del mecanismo de precios, impone costos que serían inexistentes si los precios fueran estables y afectan las decisiones de ahorro e inversión. Levine y Renelt (1992) encuentra un efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento, para Latinoamérica De Gregorio (1992) encuentra resultados similares; en tanto que,

* Una versión preliminar de este trabajo fue presentado en la Reunión Anual de la Sociedad Econométrica Latinoamericana en Santiago-Chile (julio, 2004) con el título “High Inflation, Volatility and Total Factor Productivity”, en los Seminarios de Investigación del Banco Central de Reserva del Perú (setiembre, 2004) y en la IX Reunión Anual de la Red de Investigadores del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos en San José-Costa Rica (Noviembre, 2004), agradecemos los comentarios y sugerencias de los participantes a dichas reuniones. También agradecemos a Luis Lanteri, Silvio Rendón, Witson Peña, Vicente Tuesta, Paul Castillo y Carlos Montoro por los acertados comentarios que mejoraron significativamente este trabajo, obviamente los errores que persisten son nuestros.

** Banco Central de Reserva del Perú.

*** Pontificia Universidad Católica del Perú.

¹ Otro rasgo importante es que no se presenta una convergencia en el ingreso per cápita entre los países en el tiempo.



Fischer (1993) y Bruno y Easterly (1998) encuentran efectos negativos de periodos de altos niveles de inflación sobre el crecimiento, sin embargo, dichos efectos distorsionantes sobre el crecimiento no se presentan a bajos niveles de inflación.

En esta dirección, el presente trabajo evalúa empíricamente los efectos de periodos de crisis de inflación sobre el crecimiento de la PTF para 18 países de Latinoamérica, comprendidos en el periodo 1961-2000. El trabajo se compone de cuatro partes, además de la introducción, la segunda parte discute brevemente a nivel teórico y empírico la relación entre la inflación y el crecimiento; la tercera parte presenta la estrategia metodológica donde se presentan el cálculo del stock de capital físico y de la productividad total de los factores, los datos y la muestra, se especifica la relación econométrica y se hace una breve descripción de los modelos de datos de panel dinámico y, se presentan los resultados de la estimación donde se discute los posibles problemas de causalidad; Finalmente, en la cuarta parte se presentan las conclusiones.

2 Inflación y crecimiento

En la literatura de crecimiento endógeno, la inflación tiene un efecto directo sobre la tasa de crecimiento de la economía (De Gregorio, 1992; Jones y Manuelli, 1995). Hay varios canales a través de los cuales la inflación afecta al crecimiento. De Gregorio (1992) señala el rol de la inflación en la asignación de recursos, en particular el rol del dinero y sus efectos en la productividad del capital y la tasa de acumulación del capital. La inflación induce a los hogares y firmas a desviar recursos de actividades productivas a otras actividades que les permiten reducir la carga del impuesto inflación.

En tanto que, Motley (1994) señala que: 1) una mayor inflación puede hacer más difícil la correcta toma de decisiones de las familias y las empresas cuando éstas reciben señales del mercado, pues cuando los precios se incrementan de forma permanente, los agentes encuentran más difícil distinguir cambios en los precios relativos de cambios en el nivel general de precios, lo cual interfiere con la operación eficiente del sistema de precios, reduciendo así el crecimiento, 2) la inflación impone costos que serían inexistentes si los precios fueran estables, como los costos de menú, 3) altos niveles de inflación pueden afectar las decisiones de ahorro e inversión, reduciendo la proporción del producto destinada a la inversión, causando así que la economía acumule un menor capital humano o físico.

También, la literatura identifica el efecto negativo de la volatilidad de la inflación sobre el crecimiento, una alta pero predecible inflación podría ser preferida a una menor inflación pero más volátil (Judson et al., 1996). Fischer (1993) sugiere que la principal razón de los factores macroeconómicos que importan para el crecimiento se da a través de la incertidumbre, indica que hay dos canales principales a través de las cuales la incertidumbre puede afectar al crecimiento: 1) políticas macroeconómicas que inducen incertidumbre reducen la eficiencia del mecanismo de precios, esta incertidumbre, asociada con una alta inflación, puede ser esperada para reducir tanto el nivel como la tasa de incremento de la productividad; 2) la incertidumbre temporal reduce la tasa de inversión, pues los potenciales inversores esperan la finalización de la incertidumbre antes que se comprometan a



realizar la inversión, este canal sugiere que la inversión puede ser menor en periodos cuando la incertidumbre es alta.

Por el lado de la literatura empírica, ésta encuentra una relación negativa entre inflación y crecimiento, Levine et al. (1992) examinan la robustez de esta relación y concluyen que la relación es sensible a la especificación econométrica, De Gregorio (1992) encuentra una relación negativa para Latinoamérica utilizando datos de panel.

Sin embargo, parece haber relaciones no lineales entre la inflación y crecimiento (Fischer, 1993; Bruno y Easterly, 1998), pues parece haber una relación negativa en periodos de alta inflación, mas no en periodos de baja inflación. Pero a partir de qué umbral la inflación tendría efectos sobre el crecimiento, Bruno et al. (1998) proponen una definición no paramétrica para periodos de crisis de alta inflación, definen a un país con crisis de inflación alta cuando es mayor que 40 por ciento. Dornbusch y Fischer (1993) presentan evidencia para poder sostener una inflación moderada, su definición de moderada es de 15 a 30 por ciento, inflaciones encima de este rango moderado es inestable. Khan y Senhadji (2001) estiman dicho umbral en 11 por ciento para una muestra de países en desarrollo.

De otro lado, Fischer (1993) encuentra una relación negativa entre la variabilidad de la inflación con el crecimiento del producto, del capital físico y de la productividad total de los factores. Sin embargo, señala que la tasa de la inflación y la varianza de la tasa de la inflación son altamente correlacionados entre países, haciendo difícil distinguir los efectos en crecimiento del nivel de la inflación y de la incertidumbre acerca de la inflación.

3 Metodología

3.1 Construcción del stock de capital

Las series de stock de capital físico se construyeron expandiendo el trabajo de Nehru y Dareshwar (1993) que cubre 92 países entre 1950 a 1990. Estas series fueron calculadas mediante el método de inventario perpetuo, que se basa en la siguiente ecuación de acumulación:

$$(1) \quad K_t = (1-d)^t K(0) + \sum_{i=0}^{t-i} I_{t-i} (1-d)^i$$

Donde K_t es la cantidad de capital en el periodo t (a precios constantes de 1987), $K(0)$ es el nivel de capital inicial (en el periodo 0), I_{t-i} es la inversión bruta fija doméstica en el periodo $t-i$, y d es la tasa de depreciación. Nehru y Dareshwar (1993) estiman $K(0)$ mediante una modificación de la técnica propuesta por Harberger (1978).

El procedimiento se basa en el supuesto de que en el estado estacionario la tasa de crecimiento del producto (g) es igual a la tasa de crecimiento del stock de capital. Rescribiendo la ecuación (1) se tiene:



$$(2) \quad (K_t - K_{t-1}) / K_{t-1} = -d + I_t / K_{t-1}$$

Que implica:

$$(3) \quad K_{t-1} = I_t / (g + d)$$

Entonces, en el periodo 0, el stock de capital puede ser calculado como:

$$(4) \quad K(0) = I_1 / (g + d)$$

La tasa de depreciación es asumida en 4 por ciento y g es derivado de las series de Producto Bruto Interno (PBI) real a precios de mercado, de ese modo, el resto de la serie se calcula a partir de la ecuación (1).

Dado que el stock de capital cubre los periodos de 1950 a 1990, se utilizó las series de la inversión bruta fija doméstica del *World Development Indicators* (2003) para completar las series de stock de capital hasta el 2000 para los países de Latinoamérica.

3.2 Cálculo de la productividad total de los factores (PTF)

Consideramos una función de producción tipo Cobb-Douglas que depende del capital físico, K , trabajo, L , y del nivel de la productividad total de los factores, A , como en la ecuación (5), donde asumimos retornos constantes a escala y competencia perfecta en el mercado de factores.

$$(5) \quad Y = A(K)^\alpha (L)^{1-\alpha}$$

Introducimos la calidad del trabajo, H , asociada con aumentos en el logro educacional. De ese modo, consideramos la siguiente variación de la función de producción con capital humano:

$$(6) \quad Y = A(K)^\alpha (HL)^{1-\alpha}$$

Siguiendo a Bernanke et al. (2001) y Loayza et al. (2004), para cada país “ i ” construimos H_i como un promedio ponderado:

$$(7) \quad H_i = \sum_j W_j E_{ij}$$

Donde E_{ij} mide la participación de la población del país “ i ” con nivel educacional “ j ” calculados por Barro y Lee (2000), W_j son los retornos sociales de escolaridad para cada nivel educacional calculados por Psacharopoulos (1994) para niveles de educación primaria, secundaria y superior.

Tomando logaritmos a la expresión (6) y haciendo algunas transformaciones, la PTF se puede obtener a partir de la siguiente ecuación:

$$(8) \quad PTF = Y - S_K K - (1 - S_K) * (L + H)$$



Donde:

PTF : es la productividad total de los factores.

Y : es el logaritmo del producto.

K : es el logaritmo del stock de capital físico.

L : es el logaritmo de la fuerza laboral

H : es el logaritmo de índice de capital humano.

S_K : es la participación del capital en el producto.

Y en términos de crecimiento la ecuación (8) puede ser expresado como sigue:

$$(8a) \quad ptf = y - S_K k - (1 - S_K) * (l + h)$$

Donde, las variables en minúsculas están en diferencia logarítmica.

La participación del trabajo $(1 - S_K)$ son los calculados por Bernanke et al. (2001), la fuerza laboral y el PBI son del *World Development Indicators* (2003). De este modo, por residuo obtenemos el crecimiento de la productividad total de los factores (PTF).

3.3 Datos y muestra

El periodo de estudio corresponde a las cuatro últimas décadas (1961-2000), a lo largo de periodos de cinco años (con el fin de evitar capturar relaciones cíclicas entre las variables involucradas); en vista de ello y dado que la mayoría de datos utilizados corresponden a la versión del año 2003 de la serie de Indicadores Mundiales de Desarrollo del Banco Mundial (*World Development Indicators*, WDI), los cuales se encuentran en frecuencia anual; se procede a realizar las transformaciones necesarias con el fin de adecuarlas a la metodología del estudio a realizarse.

La variable más relevante para el presente análisis viene dada por la tasa de crecimiento acumulada de la PTF para cada quinquenio, obtenida como residuo.

La segunda variable relevante para el estudio viene dada por la tasa acumulada de inflación, para permitir posibles no linealidades de los efectos de la inflación, la alta inflación es definida como los niveles de inflación mayores que 15 por ciento, este umbral es elegido siguiendo a Dornbusch y Fischer (1993) quienes muestran evidencia que tasas de inflación moderadas e inestables se dan a partir de dicho umbral, bajos niveles de inflación es definida de manera contraria; por su parte, una medida de variabilidad de la inflación viene dada por la desviación estándar de la misma cada cinco años, expresada en logaritmos.

En el estudio se incluyó una serie de variables de control que definimos a continuación: para capturar movimientos de naturaleza transicional en las variables, se considera el **nivel inicial del producto bruto interno per cápita** de cada lustro; para capturar movimientos de naturaleza cíclica incluimos la **brecha del producto al inicio de cada periodo** (el método fue el del *Band-Pass-filter* que es el más



estándar en la literatura); para controlar efectos provenientes de otras características en el entorno macroeconómico y en las variables que reflejan el manejo de política económica, se incluyeron el **promedio anual del crédito privado doméstico como fracción del PBI** expresado en logaritmos; el **gasto público promedio anual como fracción del PBI**, expresado en logaritmos y un indicador de apertura comercial representado por el **volumen promedio anual de exportaciones e importaciones como fracción del PBI**, expresado también en logaritmos; para controlar los efectos de políticas de estabilización incluimos la **desviación estándar de la brecha del producto**; adicionalmente, para tomar en cuenta las condiciones externas incluimos la **tasa de crecimiento de los términos de intercambio** como una medida de choques externos.

Los países considerados en este estudio son Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Paraguay, Perú, República Dominicana, Trinidad & Tobago, Uruguay y Venezuela.

3.4 Especificación econométrica

Consideramos la siguiente ecuación de crecimiento:

$$(9) \quad PTF_{i,tPT} - PTF_{i,t-1} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-1}^p) + \gamma Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

Donde la expresión de la parte izquierda PTF es la productividad total de los factores, la parte derecha de la ecuación incluye el periodo inicial del PBI per cápita, es en este sentido que el modelo es dinámico, que puede ser interpretado como la convergencia transicional; el segundo término de la parte derecha es la brecha del producto en el periodo inicial con el fin de controlar por factores cíclicos; Z representa un conjunto de variables explicativas contemporáneas que incluye la variable crisis de inflación y un conjunto de variables de control; μ es el efecto específico de cada país no observado; λ es el efecto específico temporal; ε es el término de error; e i y t representa el país y el periodo de tiempo, respectivamente.

La metodología que ha ganado mayor popularidad en la literatura empírica de crecimiento es la del método generalizado de momentos (GMM) desarrollado para modelos de datos de panel dinámico, principalmente por Arellano y Bond (1991), y Arellano y Bover (1995).

Los estimadores de datos de panel dinámico utilizan instrumentos internos, definidos como instrumentos basados en previas realizaciones de las variables explicativas, para considerar mejor de esta manera la potencial endogeneidad conjunta de los regresores. Sin embargo, este método no controla la completa endogeneidad pero sí para un débil tipo de éste. Para ser prácticos, asumimos que las variables explicativas son sólo débilmente exógenas, que significa que ellos pueden ser afectados por realizaciones contemporáneas y pasadas de la tasa de crecimiento, pero tiene que ser no correlacionado con futuras realizaciones del término de error. Entonces, el supuesto de exogeneidad débil implica que futuras innovaciones no anticipadas de la tasa de crecimiento no afectan a la tasa de inflación contemporánea.



3.5 Modelos de datos de panel dinámico

Sea $ptf_{i,t} = PTF_{i,t} - PTF_{i,t-1}$, $X_{i,t-1} = [Y_{i,t-1} \ Y_{i,t-1} - Y_{i,t-1}^p]$ y $\theta = [\alpha \ \beta]$ así la ecuación (9) puede ser rescrito como:

$$(10) \quad ptf_{i,t} = \theta X_{i,t-1} + \gamma Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

Arellano y Bond (1991) sugieren la primera diferencia de la ecuación de regresión (10) para remover el efecto específico de cada país como sigue:

$$(11) \quad ptf_{i,t} - ptf_{i,t-1} = \alpha(X_{i,t-1} - X_{i,t-2}) + \beta(Z_{i,t} - Z_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$$

Este procedimiento resuelve el problema del efecto específico de cada país, pero introduce una correlación entre el nuevo término de error $\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$, y el rezago de la variable dependiente $ptf_{i,t-1} - ptf_{i,t-2}$, cuando éste es incluido en $X_{i,t-1} - X_{i,t-2}$. Para señalar esta correlación y el problema de la endogeneidad, Arellano y Bond (1991) proponen usar los rezagos de las variables explicativas en niveles como instrumentos. Bajo el supuesto que no hay correlación serial en el término de error ε , y que las variables explicativas W , donde $W = [X, Z]$, son débilmente exógenas, se puede usar las siguientes condiciones de momentos:

$$(12) \quad E[W_{i,t-s}(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0, \quad \text{para } s \geq 2; t = 3, \dots, T.$$

Usando estas condiciones de momentos Arellano y Bond (1991) proponen un estimador GMM en dos etapas. En la primera etapa, los términos de error son asumidos para ser independiente y homocedásticos, entre países y sobre el tiempo. En la segunda etapa, los residuos obtenidos de la primera etapa son usados para construir una estimación consistente de la matriz de varianzas y covarianzas, entonces, se relaja los supuestos de independencia y homocedasticidad.

No obstante, Alonso-Borrego y Arellano (1999) y Blundell y Bond (1998) indican una serie de problemas de la regresión en diferencia, pues muestran que si el rezago de la variable dependiente y de las variables explicativas son persistentes sobre el tiempo, los rezagos de los niveles de estas variables son instrumentos débiles para la regresión en diferencias. Estudios de simulación muestran que el estimador en diferencia tiene un sesgo grande en muestras finitas y una pobre precisión.

Para tomar en cuenta estos problemas, Arellano y Bover (1995) proponen un método alternativo que estima la regresión en diferencia conjuntamente con la regresión en niveles, que no elimina la variación transversal e intensifica la potencia de la medición del error, además, las variables en niveles mantienen una fuerte correlación con sus instrumentos, que las variables en diferencias. Sin embargo, para poder utilizar la regresión en niveles se requiere un supuesto adicional, pues la regresión en niveles no elimina directamente el efecto específico de cada país, así los instrumentos apropiados deben ser usados para controlar dicho efecto. El estimador usa los rezagos de la diferencia de las variables explicativas como instrumentos, ellos son válidos instrumentos bajo el supuesto que la correlación entre μ y los niveles de las variables explicativas son constantes sobre el tiempo, tales que:



$$(13) \quad E[W_{i,t+p} \cdot \mu_i] = E[W_{i,t+q} \cdot \mu_i], \quad \text{para todo } p \text{ y } q.$$

Bajo este supuesto, no hay correlación entre las diferencias de las variables explicativas y el efecto específico de cada país. Por ejemplo, este supuesto implica que la inflación podría estar correlacionada con el efecto específico de cada país, pero esta correlación no cambia a través del tiempo. De ese modo, las condiciones de momentos para la regresión en niveles viene dado por:

$$(14) \quad E[(W_{i,t-s} - W_{i,t-s-1}) \cdot (\varepsilon_{i,t} + \mu_i)] = 0 \quad \text{para } s = 1; t = 3, \dots, T.$$

El sistema, entonces, consiste de la regresión conjunta en diferencias y niveles, con las condiciones de momentos de la ecuación (12) aplicado a la primera parte del sistema, la regresión en diferencias, y las condiciones de momentos de la ecuación (13) aplicados para la segunda parte, la regresión en niveles.

La consistencia del estimador GMM depende de la validez de los supuestos que el término de error, ε , no exhiba correlación serial y de la validez de los instrumentos. Se utiliza dos tipos de pruebas propuestas por Arellano y Bond (1991) para probar estos supuestos. La primera es una prueba de Sargan de sobre-identificación de restricciones, que prueba la validez conjunta de los instrumentos en la estimación GMM en una etapa, pero esta prueba no es robusta en la presencia de heterocedasticidad o autocorrelación; no obstante, para la estimación GMM en dos etapas, la prueba J de Hansen es más apropiado; estas pruebas tienen una distribución χ^2 con $(J-K)$ grado de libertad, donde J es el número de instrumentos y K el número de regresores. La segunda prueba examina el supuesto de no correlación serial en los términos del error, se prueba si el término de error en diferencia² es serialmente correlacionado de segundo orden³, bajo la hipótesis nula de no correlación de segundo orden, esta prueba tiene una distribución normal estándar.

3.6 Resultados de la estimación

Los resultados de la estimación del cuadro 1, muestra que hay una relación negativa entre altos niveles de inflación y el crecimiento de la PTF, mientras no hay una relación entre niveles de baja inflación y el crecimiento de la PTF, dichos resultados son similares a los encontrados por Fischer (1993) para una muestra varios países del mundo.

Lo cual sugiere que periodos de altos niveles de inflación, han tenido efecto sobre el crecimiento, un incremento de 100 por ciento de la inflación reduce el crecimiento de la productividad total de los factores en 3 por ciento. Mientras que bajos niveles de inflación parecen no tener efectos sobre el crecimiento, tal como predice la teoría monetaria. Dichos resultados apoyan la evidencia de efectos no lineales de la inflación sobre el crecimiento señalados por Dornsbush y Fischer (1993), por Bruno y Easterly (1998) y, Khan y Senhadji (2001).

² No se puede usar los términos del error de la regresión en niveles desde que ellos incluyen el efecto específico de cada país, μ .

³ Por construcción, el término de error es probablemente correlacionado de primer orden.

**Cuadro 1.- Alta Inflación y Crecimiento de la PTF**

Variable Dependiente: Crecimiento de la PTF		
Variables Explicativas:	Sistema GMM Una etapa	Sistema GMM Dos etapas
Alta Inflación Log[1+tasa de inflación mayor a 15 por ciento]	-0,03** (0,01)	-0,03*** (0,02)
Baja Inflación Log[1+tasa de inflación menor a 15 por ciento]	-0,12 (0,12)	-0,06 (0,11)
Reversión Cíclica Brecha producto inicial	-2,14* (0,33)	-2,08* (0,31)
Convergencia Transicional Log[PBI per capita inicial]	0,01 (0,04)	0,00 (0,05)
Intermediación Financiera Log[crédito privado doméstico/PBI]	0,02 (0,24)	0,10 (0,48)
Apertura Comercial Log[Comercio/PBI]	-0,23 (0,17)	-0,23 (-0,29)
Carga del Gobierno Log[consumo del gobierno/PBI]	-2,08** (0,82)	-3,09** (1,20)
Volatilidad Cíclica Desviación estándar de la brecha producto	-1,06*** (0,58)	-0,87 (-0,76)
Choques de Términos de Intercambio Diferencia del Log[términos de intercambio]	-0,02 (0,04)	-0,00 (0,07)
Constante	0,13 (0,14)	0,17 (0,20)
Prueba de sobreidentificación de Sargan	0,56	-
Prueba de sobreidentificación de Hansen	-	0,19
Prueba de correlación serial de primer orden	0,01	0,01
Prueba de correlación serial de segundo orden	0,81	0,65
Número de países	18	18
Número de observaciones	144	144

*, ** y *** significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Desviación estándar entre paréntesis.
En la estimación en dos etapas son computadas la corrección para muestras finitas de Windmeijer.

Una segunda medida de crisis de inflación en la literatura de crecimiento económico es aproximada a través de la volatilidad de la inflación, ya que una alta pero predecible inflación podría ser preferida a una menor inflación pero más volátil (Judson et al., 1996). El cuadro 2 muestra que la variable Volatilidad de la Inflación tiene una relación negativa con el crecimiento de la PTF.

Un incremento de 100 por ciento de la volatilidad de la inflación reduce el crecimiento de la PTF en 8 por ciento.

**Cuadro 2.- Volatilidad de la Inflación y Crecimiento de la PTF**

Variable Dependiente: Crecimiento de la PTF		
Variables Explicativas:	Sistema GMM Una etapa	Sistema GMM Dos etapas
Volatilidad de la Inflación Log[1+ desviación estándar de la inflación]	-0,08*** (0,04)	-0,08** (-0,03)
Reversión Cíclica Brecha producto inicial	-2,16* (0,33)	-2,14* (0,23)
Convergencia Transicional Log[PBI per cápita inicial]	-0,01 (0,04)	-0,01 (0,05)
Intermediación Financiera Log[crédito privado doméstico/PBI]	-0,04 (0,24)	-0,03 (0,51)
Apertura Comercial Log[comercio/PBI]	-0,21 (0,16)	-0,19 (-0,29)
Carga del Gobierno Log[consumo del gobierno/PBI]	-2,09** (0,83)	-2,88** (1,28)
Volatilidad Cíclica Desviación estándar de la brecha producto	-1,10** (0,57)	-1,10*** (0,61)
Choques de Términos de Intercambio Diferencia del Log[términos de intercambio]	-0,02 (0,04)	-0,01 (0,07)
Constante	0,11 (0,14)	0,20 (0,21)
Prueba de sobreidentificación de Sargan	0,62	-
Prueba de sobreidentificación de Hansen	-	0,22
Prueba de correlación serial de primer orden	0,00	0,01
Prueba de correlación serial de segundo orden	0,83	0,78
Número de países	18	18
Número de observaciones	144	144

*, ** y *** significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Desviación estándar entre paréntesis.
En la estimación en dos etapas son computadas la corrección para muestras finitas de Windmeijer.

Un problema importante en la relación entre inflación y crecimiento es que no es claro cual es la dirección de la causalidad; es decir, si en la economía predominan choques de oferta, un choque negativo de oferta puede afectar a la vez una mayor inflación y un menor crecimiento de la PTF, y la regresión, entonces, podría estar reflejando esta asociación.

Los choques de términos de intercambio son la mayor fuente de choques de oferta identificados en la literatura (Fischer, 1993). En ambas regresiones (cuadro 1 y 2) dicha variable tiene un impacto negativo como se esperaba, sin embargo, dicho impacto es estadísticamente no significativo. No obstante, la relación entre periodos de crisis de inflación y crecimiento de la PTF es robusta, lo que sugiere que dicha relación no meramente es un resultado de choques de oferta.



Con respecto a las otras variables de control, los resultados de los cuadros 1 y 2 muestran un impacto negativo de la volatilidad cíclica, una característica importante de los países de Latinoamérica es su mayor inestabilidad del producto (en torno a su nivel potencial) la volatilidad máxima de la brecha del producto para Argentina fue de 118 por ciento en el periodo 1986-1990, en Bolivia fue de 171 por ciento 1981-1985, en Perú fue de 152 por ciento durante el periodo 1986-1990.

La variable reversión cíclica resulta negativa y significativa, esto indica que las economías de los países de Latinoamérica siguen un proceso de reversión a la tendencia, es decir, si una economía se encuentra en recesión en el inicio del periodo, se espera que la tasa de crecimiento sea mayor que en otros periodos en los siguientes años. El resultado es simétrico, en el sentido de que se espera menores tasas de crecimiento después de expansiones en el producto.

Las variables relacionadas a políticas estructurales como desarrollo financiero y apertura comercial, resultaron no significativas. La primera variable se puede deber por el efecto contrapuesto que han ocasionado las crisis financieras, Loayza y Ranciere (2002) indican que el desarrollo financiero tiene un efecto positivo sobre el crecimiento, pero en periodos de crisis financiera dicha relación se vuelve negativa. La segunda variable resulta no significativa, quizá debido al hecho de que a un país se beneficie más de la apertura comercial cuando tiene una estructura productiva que sea capaz de competir con otros países, por lo general los países de Latinoamérica se han caracterizado por ser primario exportadores, con una manufactura poco competitiva internacionalmente.

No obstante, relacionada a las variables de políticas estructurales, la variable carga del gobierno, resulta negativa y significativa, lo cual indica que una excesiva carga al sector privado (por ejemplo si impone altos impuestos para mantener programas públicos ineficientes y una amplia burocracia) genera ineficiencias en la economía y desalienta a este sector a invertir, por tanto reduce la tasa de crecimiento de la productividad.

4 Conclusiones

El presente trabajo ha pretendido analizar el impacto que tiene las crisis de inflación (alta inflación y volatilidad de la inflación) sobre la productividad total de los factores (PTF), usando la metodología de estimación de Método Generalizados de Momentos (GMM) en un contexto de datos de panel dinámico, para el periodo desde 1961 hasta 2000 y para 18 países de Latinoamérica.

Los resultados sugieren que periodos de crisis de inflación han tenido un impacto negativo sobre el crecimiento de la productividad total de los factores, considerando una serie de variables de control.

Los efectos de la inflación sobre el crecimiento de la PTF son no lineales. En el sentido de que altos niveles de inflación han tenido efectos negativos sobre el crecimiento de la productividad, mientras que bajos niveles de inflación parecen no tener efectos.

Adicionalmente, los resultados indican que la relación entre el crecimiento de la productividad y periodos de crisis de inflación se mantiene una vez que se consideran los efectos de los choques de oferta.



Por tanto, en el largo plazo, hay evidencia de una relación negativa tanto entre niveles altos de inflación y el crecimiento de la productividad como la volatilidad de la inflación y el crecimiento de la productividad.

Referencias

Ahn, S., y P. Schmidt (1995): “Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data”. *Journal of Econometrics*, 68, pp. 5-27.

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

Arellano M. y O. Bover (1995): “Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Component Models”. *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-51.

Baltagi, B. (2001): *Econometric Analysis of Panel Data*. Second Edition, John Wiley & Sons Ltd.

Barro R. (1991): “Economic Growth in a Cross Section of Countries”. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), pp. 407-443.

Barro, R. y J. Lee (2000): “International Data on Educational Attainment Updates and Implications”. NBER Working Paper No. W7911.

Baxter, M. y R. King (1999): “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series”. *Review of Economics and Statistics* 81, pp. 575-593.

Bernanke, B. y R. Gurdaknak (2001): “Is Growth Exogenous? Taking Mankiw, Romer, and Weil Seriously”. NBER Working Paper No. W8365.

Blundell, R. y S. Bond (1998): “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”. *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.

Bruno, M. y W. Easterly (1998): “Inflation Crisis and Long-Run Growth”. *Journal of Monetary Economics*, 41, pp. 3-26.

De Gregorio, J. (1992): “The Effects of Inflation on Economic Growth”. *European Economic Review*, 36 (2-3): pp. 417-424.

Dornbusch, R. y S. Fischer (1993): “Moderate Inflation”. *World Bank Economic Review*, 7, pp. 1-44.

Easterly, W. y R. Levine (2002): “It’s not Capital Accumulation”. En *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*, Eds. N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.

Fischer, S. (1993): “The Role of Macroeconomic Factors in Growth”. *Journal of Monetary Economics*, pp. 485-512.

Gillman, M. y M. Kejak (2005): “Inflation and Balanced-Path Growth with Alternative Payment Mechanics.” *Economic Journal*, 115, pp. 247-270.



- Hasiag, J. H.** (1997): "Output, Growth, Welfare, and Inflation: A Survey". *Economic Review*, pp. 11-21.
- Jones, L. y R. Manuelli** (1995): "Growth and the Effects of Inflation". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, pp. 1405-1428.
- Judson, R. y A. Ophanides** (1996): "Inflation, Volatility and Growth". Board of Governors of the Federal Reserve Bank System, Washington.
- Khan, S. y A. Senhadji** (2001): "Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth". *IMF Staff Papers*, 48, 1.
- Levine, R. y D. Renelt** (1992): "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions". *American Economic Review*, 82(4), pp. 942-963.
- Levine R. y S. Zervos** (1993): "What Have We Learned About Policy and Growth from Cross-Country Analysis?". *American Economic Review Papers and Proceedings*, 83, pp. 426-430.
- Loayza, N., P. Fajnzylber, y C. Calderón** (2004): "Economic Growth in Latin American and the Caribbean". Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo No. 265.
- Loayza, N., R. Soto** (2002): "The Sources of Economic Growth: An Overview". En *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*, Eds. N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Lucas, R. E.** (1973): "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs". *American Economic Review*, 63, pp. 326-334.
- Motley, B.** (1994): "Growth and Inflation: A Cross-Country Study". Federal Reserve Bank of San Francisco *Working Paper* 9408.
- Mankiw, N. G., D. Romer y D. Weill** (1992): "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, pp. 407-438.
- Nehru, V. y A. Dareshwar** (1993): "A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results". *Revista de Análisis Económico* 8 (1), pp. 37-59.
- Orphanides, A. y R. Solow** (1990): "Money, Inflation, and Growth". En *Handbook of Monetary Economics*, Eds. B. M. Friedman y F. Hahn. Amsterdam: North Holland.
- Psacharopoulos, G.** (1994): "Returns to Investment in Education: A Global Update". *World Development* 22 (9), pp. 1325-1344.
- Windmeijer, F.** (2005): "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators". *Journal of Econometrics*, 126,1, pp. 25-51.
- World Bank** (2003): *World Development Indicators*. Washington, DC: The World Bank.



Apéndice 1.- Variables

Cuadro 1a.- Fuente de las Variables Utilizadas

Stock de capital físico	Nehru & Dareshwar (1993), y cálculos de los autores
Logro educacional	Barro & Lee (2000)
Retornos sociales a la educación	Psacharopoulos (1994)
Participación del trabajo	Bernanke & Gurkaynak (2001)
Fuerza laboral	World Development Indicators (2003)
Producto Bruto Interno (PBI)	World Development Indicators (2003)
Inflación	World Development Indicators (2003)
Consumo del gobierno (% PBI)	World Development Indicators (2003)
Crédito Privado doméstico (% PBI)	World Development Indicators (2003)
Comercio (% PBI)	World Development Indicators (2003)
Brecha producto	Cálculos de los autores
Variación de los términos de intercambio	World Bank



*Concentración bancaria y margen de las tasas de interés en Perú**

Freddy Espino**

fespino@bcrp.gob.pe

César Carrera***

ccarrera@ucsc.edu

1 Introducción

En este trabajo se mide el efecto de la Concentración Bancaria (CB) sobre el margen de las tasas de interés en el sistema bancario peruano durante el periodo 1995 - 2004, mediante un modelo de datos de panel lineal no balanceado considerando los problemas de autocorrelación. El marco teórico es el que se conoce como el paradigma Estructura - Conducta - Resultado (ECR).

La CB, definida como aquel esquema de mercado en el cual pocos bancos tienen la mayor participación en el sistema bancario, se ha observado en Perú desde, por lo menos, 1960 (Susano 1979, Arias 1982), acentuándose durante los últimos años de la década de 1990. No obstante, no encontramos trabajos que midan el impacto de la CB sobre la tasa de interés o sobre otra variable relevante para el caso peruano específicamente, a la vez que hay estudios de datos de panel a nivel de países en los cuales se le incluye (Martínez y Mody 2004, Claessens y Laeven 2004, y Beck Demirgüç-Kunt y Maksimovic 2004) de los cuales se puede deducir que la CB cobra cierta importancia en el desempeño de la economía de los países involucrados, sin embargo, no nos ayuda a identificar el efecto marginal sobre Perú, dado a que el o los parámetros estimados indica que la magnitud del efecto es en promedio el mismo para todos los países.

La importancia del tema, como señala Demirgüç – Kunt et. al. (2004), se basa en que al ser los bancos aquellos agentes que movilizan y asignan el ahorro de la sociedad y la eficiencia con la que realizan dicha función tiene repercusiones en el desempeño de la economía, la investigación del impacto de la CB sobre las tasas de interés debe ser considerada en la agenda de los hacedores de política. Esto para el caso peruano cobra relevancia dado que la CB ha ido manteniendo una tendencia creciente durante la última parte de la década de los noventa y en los últimos años.

* Los autores agradecen los comentarios realizados por Silvio Rondón, Norman Loayza, Javier Luque y Paul Castillo. Las opiniones vertidas en este documento no representan necesariamente la opinión del BCRP.

** Banco Central de Reserva del Perú.

*** Banco Central de Reserva del Perú.



La organización del trabajo es la siguiente. En la segunda sección se hace una revisión de hechos estilizados relacionados a la concentración bancaria en el Perú. En la tercera sección se menciona la teoría de la concentración industrial así como los trabajos aplicados al mercado bancario. En la siguiente sección se plantea el modelo que permite evaluar la relación entre la concentración bancaria y la tasa de interés, bajo el enfoque ECR, y la relación entre la concentración bancaria y el margen de las tasas de interés del sistema bancario. En la quinta sección se muestran los resultados empíricos de la estimación y en la sección final se concluye el trabajo. Finalmente, en la sexta sección presentamos algunas conclusiones.

2 Hechos estilizados

La CB se entiende como aquel esquema de mercado en el que pocos bancos tienen la mayor proporción del total de la oferta del mercado, que en el caso del sistema bancario puede ser los préstamos ó los depósitos, y su medida se realiza mediante el cálculo de índices que tratan de describir la estructura del mercado, siendo los más usados el de las mayores empresas (IC_m) y el de Herfindahl - Hirschman (HHI)¹.

En el caso peruano, dicha estructura se ha observado desde 1960, por lo menos, como lo muestran los trabajos de Susano (1979) y Arias (1982). El primero de ellos calcula índices de Gini (G), HHI y el de los cuatro bancos más grandes (IC₄), para las préstamos y depósitos, en el periodo 1969 - 1974, estimando valores alrededor de 60%, 1 600 y 69% en el caso de las préstamos y 62%, 1 720 y 69% de los depósitos, respectivamente. Rojas y Vilcapoma (1996), y Rojas (1998) muestran como el sistema bancario peruano estuvo concentrado durante la década de los 80 y mediados de la década de los 90.

Observando la evolución de los índices HHI e IC₃² para los préstamos, depósitos y activos, del cual se concluye que la CB muestra una tendencia creciente desde 1999. El índice HHI se ha mantenido por encima del valor de 1 000 para las tres variables durante la década de los 90 e incluso sobrepasa el valor de 2 000 en el 2003 para el caso de los depósitos, con lo que se puede concluir que el sistema bancario peruano ha pasado de estar moderadamente a altamente concentrado. En el caso del IC₃, los valores estimados se encuentran por encima del 50,0%, alcanzando un nivel máximo en el caso de los depósitos hacia fines de 2003 (75,0%).

Durante el periodo 1997 - 1998, el índice de concentración disminuyó debido a la apertura del mercado bancario a capitales extranjeros y a la ampliación de los segmentos de mercado, y el ascenso a partir de 1999 se explicaría por el proceso de fusiones entre algunos bancos. En 1999, el número de bancos disminuyó de 25 a 20. Dicha tendencia se mantiene para los siguientes años, como resultado de otras fusiones, absorciones o cierre de bancos bajo el proceso de consolidación del sistema bancario³.

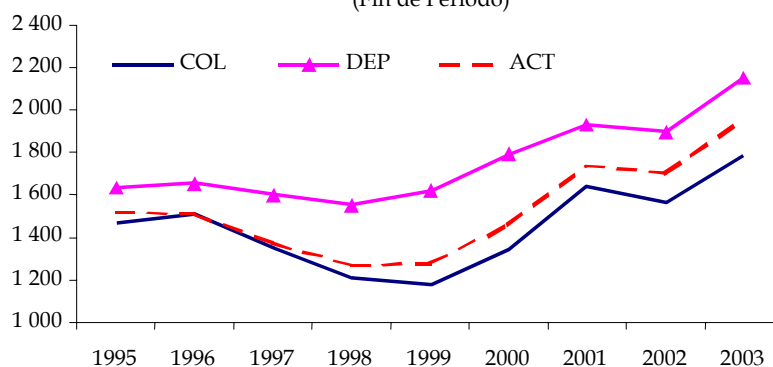
¹ Ver el Anexo 1 para mayores detalles acerca de la construcción de estos índices.

² Los 3 bancos más grandes a lo largo de la serie son el Banco de Crédito, BBVA Banco Continental y Banco Wiese Sudameris. Cabe señalar que estos bancos son considerados como bancos grandes, bajo el criterio de la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS), quien considera como bancos grandes a aquellos cuya participación es mayor a 10% en el patrimonio del sistema bancario; bancos medianos con participación entre 2% y 10%; y bancos pequeños con participación menor a 2%.

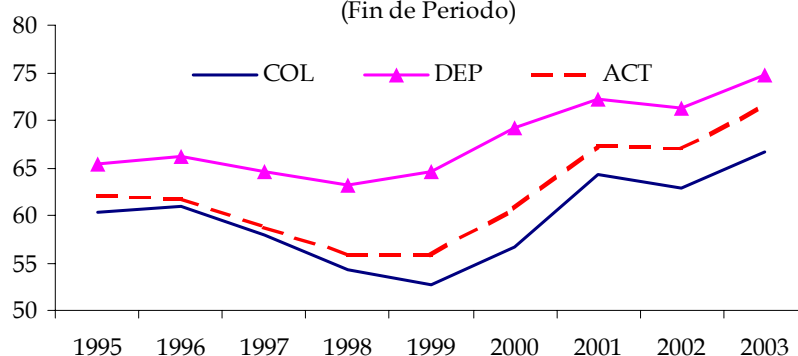
³ Ver Anexo 2.

Gráfico 1

Índice HHI
(Fin de Periodo)

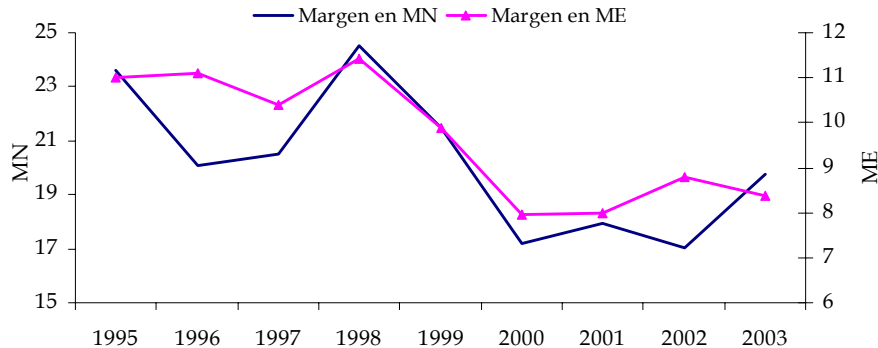
**Gráfico 2**

Índice IC3
(Fin de Periodo)



Comparado a nivel internacional, tomando en cuenta el trabajo de Martínez y Mody (2004), el índice HHI de Perú se encuentra entre los más altos comparados con los estimados en Argentina, Chile, Colombia y México durante el periodo 1995 - 2000. Asimismo, en Beck et. al. (2003) el índice de los tres bancos más grandes se encuentra apenas por debajo del promedio de 70 países en desarrollo (69% comparado con el promedio de 72% de los 70 países) en el periodo 1980 - 1997.

Con respecto al margen de las tasas de interés se puede apreciar una tendencia decreciente (Gráfico 3). En el caso del margen en Moneda Nacional (MN), construido a partir de la Tasa Activa en Moneda Nacional (TAMN) y la Tasa Pasiva en Moneda Nacional (TIPMN), se aprecia desde fines de 1992 hasta 1996, año en el que empieza a estabilizarse alrededor de 20,0%, para finalmente alcanzar 22,9% fines de 2003. Por otro lado, el margen en moneda extranjera muestra dicha evolución desde fines de 1999 hasta alcanzar 8,0% en 2000, para luego incrementarse levemente y mantenerse alrededor de 8,3%. Dicha evolución se explica en parte por la tasa de interés internacional y por hechos relacionados con la economía nacional (Rojas 1998).

Gráfico 3**Margen de las Tasas de Interés**
(En Porcentaje)

Vista la evolución de los índices de concentración y del margen de las tasas de interés, a primera vista no se esperaría que exista una relación entre las variables, pero su existencia o no la probaremos empíricamente a través de un modelo econométrico.

3 Marco teórico y literatura empírica previa

La CB se define como aquella estructura de mercado en la que pocos bancos tienen la mayor participación, ya sea en depósitos, préstamos o en activos. Dado el tamaño de estos, ocurre que las acciones de uno(s) van a tener repercusiones sobre las otros, por lo que existe cierta interdependencia; y dependiendo del tipo de barreras que exista, esto aseguraría ganancias extraordinarias⁴.

Dicha estructura de mercado puede provocar conductas colusivas entre las empresas dominantes en perjuicio de los consumidores, como consecuencia de acuerdos (explícitos o tácitos) entre las empresas con la finalidad de fijar el nivel de producción o el precio, con el objetivo de extraer mayores beneficios. Así, podría darse el caso de que el precio (la tasa de interés en este caso) sea no sólo el reflejo de las decisiones de diversificación y de riesgo de los agentes, sino que se vea influido además por la conducta de los bancos grandes.

El marco teórico de la CB se basa en el llamado paradigma Estructura - Conducta - Resultado, en la Teoría de la Organización Industrial y en la Teoría de Mercados Contestables. Los tres enfoques concluyen que debería esperarse que la tasa de interés que cobran los bancos se incremente cuanto más concentrado esté el mercado.

3.1 El paradigma estructura - conducta - resultado (ECR)

En este enfoque, asociado con el trabajo realizado por Bain (1951), se postula que la estructura del mercado determina el comportamiento y este el resultado de las empresas. Como estructura de

⁴ El concepto de Concentración Bancaria es la aplicación de lo que se conoce como Concentración Industrial, cuya definición se puede encontrar en los trabajos de Demsetz (1973) y Peltzman (1977). Para el caso bancario se puede consultar a Gilbert (1984), Freixas y Rochet (1997).



mercado se entiende a la forma en que los vendedores interactúan entre ellos mismos, con los consumidores y con los potenciales entrantes, además de las maneras en que el bien que se tranza puede ser producido. La conducta o comportamiento de las empresas encierra todas aquellas acciones que estas adoptan para fijar sus políticas de precio, venta y promoción. El resultado se entiende como el bienestar de la sociedad como consecuencia de las transacciones de mercado (Shy 1995). De esta manera, se afirma que la colusión es viable en mercados concentrados, por lo que las empresas desviarán los precios con respecto a los que se fijarían en competencia perfecta, obteniendo así beneficios extraordinarios (Tirole 1988).

En línea con este enfoque se realizó una serie de investigaciones aplicadas al caso de la banca, siendo la primera de ellas la desarrollada por Edwards (1964), quien analizó 49 áreas metropolitanas⁵ de EE.UU. entre los años 1955 y 1957, encontrando una relación positiva y significativa entre la concentración y la tasa de interés de préstamos. Luego vendrían otros trabajos que probaron empíricamente dicha hipótesis⁶ los cuales llegan a encontrar resultados consistentes con la hipótesis, aunque en algunos casos no se halla relación entre la CB y alguna medida de resultado de los bancos.

Berger y Hannan (1989) analizan la diferencia en el nivel de concentración de distintas áreas metropolitanas en EE.UU. en que los bancos operan, llegando a la conclusión de que en aquellos sectores en los que la concentración de depósitos pasa del 75%, ofrecen, en promedio, una tasa menor a los depósitos en un rango de 25 a 100 puntos básicos que aquellos que no tienen dicha estructura. Por otro lado, Hannan (1991) estima que la concentración bancaria tiene un efecto positivo sobre las tasas de interés de préstamos; Hannan y Berger (1991) encuentran respuestas asimétricas de las tasas de interés de depósito ante cambios en la tasa del Tesoro de EE.UU. en mercados bancarios bajo el esquema de competencia imperfecta; y Neumark y Sharpe (1992), muestran que en mercados bancarios concentrados el ajuste de las tasas de interés pagadas a los depósitos es lento cuando la tasa de mercado aumenta, mientras que el ajuste es rápido cuando ocurre una reducción.

En oposición a dicha línea de investigación, existe el llamado paradigma Estructura – Eficiencia (EE), en el que se sostiene que las empresas más eficientes van ganando participación en el mercado, por lo que la concentración en cualquier industria se debe al comportamiento eficiente de las empresas (que van ganando en desempeño a las menos eficientes) y no a la inversa (Demsetz 1973, Peltzman 1977). Los trabajos realizados bajo el enfoque anterior de alguna manera prueban también esta hipótesis, ya que si el parámetro que acompaña a la variable que captura la CB tiene el signo contrario al esperado, se estaría validando indirectamente la hipótesis EE (Berger y Hannan 1989).

3.2 El enfoque de la organización industrial

En este enfoque se modela la conducta de los bancos bajo la teoría de la organización industrial, tomándose como esquema el modelo Monti – Klein, presentado en Freixas y Rochet (1997), el cual es una adaptación del modelo de Cournot para el caso del sistema bancario.

⁵ Statistical Metropolitan Areas (SMA).

⁶ Los estudios de Gilbert (1984) y Weiss (1989) muestran un resumen importante de los trabajos aplicados.



El modelo se desarrolla en el contexto de la actividad bancaria como la de una producción de servicios de depósitos y de préstamos, aplicado para el caso de N bancos. Las ecuaciones reducidas que se derivan no son más que adaptaciones del índice de Lerner y de las elasticidades inversas para el caso de la banca (Freixas y Rochet 1997). La interpretación de las inversas de las elasticidades es la misma que en el caso monopolístico, pues cuánto mayor poder de mercado del banco en los depósitos o préstamos, menor es la elasticidad y mayor el índice de Lerner. Entonces, el resultado intuitivo es que los márgenes de intermediación son mayores cuando los bancos tienen más poder de mercado.

Dicho resultado nos dice además que cuando $N = 1$, el esquema de mercado se entenderá como el caso monopolístico, y cuando $N \rightarrow \infty$, como en el caso de competencia perfecta, en el cual el número de empresas es tal que la tasa de interés será equivalente al costo marginal, tanto en depósitos como en préstamos. Más que el simple número de bancos en el mercado, N representa la intensidad de la competencia en el mercado.

Uno de los trabajos basado en este enfoque es el de Neuberger y Zimmerman (1990) para el caso de los bancos de California, EE.UU. Ellos encuentran una relación negativa entre los índices de concentración y las tasas de interés que fijan los bancos para los depósitos. Corvosier y Gropp (2002) estiman un modelo similar para el caso de los países europeos y encuentran que, para el caso de depósitos a la vista y préstamos en mercados más concentrados, se cumple que los bancos fijan tasas no competitivas, aunque en el mercado de ahorro y depósitos a plazo la hipótesis es rechazada, señalando además que los resultados son consistentes para diferentes especificaciones econométricas de las variables.

3.3 La teoría de mercados contestables

Esta teoría, desarrollada por Baumol (1982) y Baumol, Panzar y Willig (1983), llega a predecir efectos contrarios a los que se postula en la teoría tradicional del Oligopolio. Se afirma que si en un mercado monopolístico u oligopólico no existen barreras a la entrada, entonces las empresas que están dentro producirán y fijarán precios cercanos a los que se lograría en competencia perfecta, pues si se observara grandes ganancias, provocaría la entrada de nuevas empresas y las ganancias se verían disminuidas.

Las barreras a la entrada son aquellos aspectos legales o del propio mercado que limitan la entrada de nuevas empresas dispuestas a competir por una porción de mercado, como por ejemplo las licencias especiales, patentes, derechos de autor, altos costos fijos, barreras legales o ilegales elaboradas por las mismas empresas que están dentro del mercado, los cuales no hacen posible la libre entrada de cualquier empresa.

Se dice entonces que un mercado es contestable si es que tiene barreras a la entrada bajas, mientras que será perfectamente contestable si es que no existen barreras a la entrada. Sin embargo, debe tomarse en cuenta también el costo de salida, por lo que en esta teoría se mencionan a los costos hundidos, los cuales son aquellos que no pueden ser recuperados cuando la empresa deja el mercado. Entonces, una condición adicional es que los costos hundidos deben ser bajos o que no existan, porque



cualquier empresa no tendrá incentivo a entrar a un mercado por poco tiempo si es que no tiene forma de usar de manera alternativa, en el corto plazo, la inversión realizada para entrar en el mercado.

Todos estos supuestos hacen cuestionable la existencia de mercados contestables en la realidad, lo cual no descarta la necesidad de probar empíricamente si es que el mercado en estudio lo es o no. En todo caso, como afirma Weiss (1989), si el precio sube en mercados más concentrados, entonces se concluye que el mercado es no contestable.

Dentro de este enfoque encontramos el estadístico H de Panzar y Rosse (1987), quienes elaboraron modelos de mercados de competencia perfecta, oligopólicos y monopolícos, de los cuales se deriva dicha prueba estadística que permite medir la estructura de cualquier mercado. Dicho estadístico se construye a partir de la suma de las elasticidades de los ingresos de equilibrio de largo plazo ante variaciones en el precio de los insumos. El tipo de competencia se mide en la magnitud del cambio de los ingresos de equilibrio y su valor ante uno en el precio de los insumos. De esta manera, si el estadístico calculado es menor o igual a cero, entonces el mercado es del tipo monopolíco, si el valor está entre 0 y 1 es de competencia monopolística, y cuando el valor es igual a 1 se concluirá que estamos frente a un mercado de competencia perfecta⁷.

Asimismo, estimaciones de modelos de variaciones conjeturales, basados en las ecuaciones del índice de Lerner del modelo Monti – Klein, tratan de capturar el comportamiento de las empresas y determinar el tipo de competencia de las empresas. La ventaja de este enfoque es que no es necesario imponer a priori ningún modelo de comportamiento concreto, pues parte de un caso general para luego identificar el tipo de comportamiento de las empresas econométricamente⁸.

3.4 Desarrollos recientes

En Berger et. al. (2004) se discute acerca de la evolución del análisis de la CB en los últimos años, haciendo referencia a los trabajos enfocados en áreas metropolitanas de EE.UU. en comparación a los que se han elaborado durante la década anterior, que se centran en otros países desarrollados y en desarrollo, distinguiendo entre medidas de concentración y competencia bancaria, incluyendo indicadores de restricciones de regulación, barreras a la entrada, así como restricciones legales.

El uso de otras variables en los trabajos empíricos se debe a que los investigadores han reconocido los problemas de medición y endogenidad de las variables que usualmente se estimaban para probar la hipótesis ECR. Así, muchos de los trabajos se centraron en controlar las estimaciones por medidas de ineficiencias X, economías de escala. Algunos usaron modelos conjeturales bajo el esquema de Cournot con la finalidad de probar si es que el precio que fijan los bancos está bajo dicho esquema o no, otros usaron modelos para probar el rol de los costos hundidos en la determinación de la concentración, modelos de competencia imperfecta simultánea en depósitos y préstamos, modelos no

⁷ Una referencia de los trabajos aplicados en este enfoque está en el estudio realizado por Bikker y Haaf (2000) para el caso de Japón, Canadá y varios países Europa.

⁸ Una explicación de este tipo de estimaciones se puede encontrar en Cetorelli (1999), mientras que las aplicaciones de este tipo se encuentra en Angelini y Cetorelli (1999) para el caso de la Banca Italiana, en el cual llegan a rechazar la hipótesis de competencia perfecta antes de la desregulación, mientras que por otro lado muestran que los cambios en la regulación aumentaron la competencia.



estructurales de competencia y modelos estructurales basados en la elección de consumo bajo la diferenciación de productos.

Asimismo, la investigación acerca de los efectos de la CB ha ido mas allá de los efectos sobre la tasa de interés. Por ejemplo, hay estudios que estiman el impacto sobre el riesgo del sistema bancario, bajo la hipótesis de que los bancos tratan de proteger su posición de mercado manteniendo bajos niveles de riesgo, las consecuencias sobre el crecimiento económico, la disponibilidad del crédito, el desempeño del sector no financiero, la creación de nuevas firmas en el sector no financiero, la estabilidad del sector financiero⁹ y las crisis financieras (Beck et. al. 2003).

3.5 Literatura empírica en Perú

La mayoría de los trabajos realizados para el caso peruano se basan principalmente en discutir sobre cuan concentrado está el sistema bancario y sobre un conjunto de efectos que se podría derivar a partir de la existencia de dicho esquema de mercado. El primer trabajo realizado probablemente sea el de Susano (1979), quien estudia la estructura del sistema bancario y llega a estimar índices de concentración para fines de los años sesenta y mediados de los setenta, sin embargo, no llega a estimar algún efecto sobre una variable. Arias (1982) plantea la hipótesis de que existe una relación entre la concentración bancaria, la concentración industrial y la inflación, para lo cual propone la construcción de un índice de entropía.

En esa misma línea, Segura (1995), en el marco del análisis de los efectos de la reforma financiera sobre la banca, señala cómo este proceso implicó un aumento de la concentración a inicios de los noventa como resultado de la incertidumbre generada por el programa de estabilización y reforma económica, lo cual causó un proceso de quiebras de instituciones financieras pequeñas. Rojas y Vilcapoma (1996) muestran la evolución de los índices de concentración desde 1982 hasta 1993, en el marco del estudio de algunas características de la nueva banca peruana. Cercano a lo que pretendemos realizar en el trabajo está el estudio de Rojas (1998), quien modela los determinantes del margen de las tasas de interés en moneda nacional y en moneda extranjera, llegando a la conclusión de que una de las variables que lo explican es la concentración bancaria.

Trabajos de datos de panel a nivel de países que incluyen a Perú nos permite tener una idea más clara acerca del efecto de la CB sobre la economía. Por ejemplo, Beck et. al. (2003) en un estudio de 70 países encuentran que las crisis bancarias son menos probables en mercados bancarios más concentrados. Levy y Micco (2003) estiman el efecto de la de la concentración y de la entrada de bancos extranjeros sobre el grado de competencia y el riesgo del sistema bancario en ocho países de Latinoamérica, y encuentran que la concentración no tiene efecto en ninguna de las variables mencionadas, mientras que la entrada de los bancos extranjeros tiende a reducir la competencia en el

⁹ Siguiendo a Berger et. al. (2004), en este tipo de trabajos hay dos hipótesis: una de ellas es la que postula que sistemas financieros con mercados bancarios concentrados son más estables debido a que son más rentables, mejores diversificados y más fácil de monitorear; y la otra es la que afirma que un mercado bancario concentrado es más frágil debido a que tienen incentivos a tomar acciones más riesgosas ya que el gobierno acudirá a ayudarlos en caso de una eventual crisis (*"too big to fail"*) o por el hecho de que sus objetivos los lleve a tomar decisiones más riesgosas.



sector bancario y llega a reducir el riesgo del sistema¹⁰. Martínez y Mody (2004) miden el impacto de la participación de bancos extranjeros y de la concentración bancaria sobre el margen en algunos países de América Latina, estimando que la CB tiene un efecto directo sobre el margen y los costos¹¹.

De esta manera, el objetivo del presente trabajo es obtener una medida del efecto de la CB en Perú y poder extraer conclusiones de política acerca del nivel de competencia del sistema bancario y del bienestar de los individuos.

4 Modelo econométrico y datos

La teoría y la literatura empírica revisada indica que existe una relación directa entre los niveles de CB y el margen de las tasas de interés que fijan los bancos. En ese sentido, planteamos la estimación de un modelo de datos de panel no balanceado estático a nivel de bancos, considerando los problemas de autocorrelación que se presenta en la mayoría de series de tiempo (Baltagi y Wu 1999). Asimismo, basados en el trabajo de Martínez y Mody (2004), estimamos el efectos de la CB sobre el margen de las tasas de interés, controlando por variables micro y macroeconómicas.

4.1 Modelo econométrico

Con la idea de recoger las diferencias entre bancos y a través del tiempo, proponemos la estimación de un modelo de datos de panel lineal estático a nivel de bancos. Siguiendo la notación de Baltagi (1995), definimos el modelo general como:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (4.1)$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (4.2)$$

Donde μ_i denota el factor inobservable de cada individuo invariable en el tiempo y v_{it} es el error asociado a cada individuo variable en el tiempo. La matriz de variables X_{it} puede contener variables observables que cambian a través de t pero no de i , a través de i pero no de t y que cambien a través tanto de i como de t . En ese sentido α estaría dentro de dicha matriz de variables, aunque se la distingue sólo por cuestiones notacionales.

La clásica discusión acerca de estos modelos en la práctica es acerca de la elección entre efectos fijos y efectos aleatorios, dependiendo del supuesto que se tenga con respecto al desempeño del factor inobservable μ_i (Baltagi 1995, Wooldridge 2002)¹².

¹⁰ Los autores llegan a estimar el estadístico H de Panzar y Rosse (1987) para cada país y para el caso peruano el valor estimado es de 0,551 durante el periodo 1993 – 2002, es decir, el mercado peruano se encontraría bajo un esquema de competencia imperfecta.

¹¹ Otros trabajos en la misma línea que los mencionados son Levine (2000), Claessens y Laeven (2004), Demirgüç et. al (2004) y Beck et. al. (2004).

¹² Para una discusión acerca de la diferencia en metodología de estimación de efectos fijos y efectos aleatorios consultar a los autores mencionados y Hsiao (1986).



La elección del tipo de modelo depende de si se quiere hacer inferencia sólo acerca de la muestra elegida (efectos fijos) o si se quiere hacer una inferencia representativa del total de la población (efectos aleatorios), como señala Baltagi (1995). Greene (1999) sostiene que el enfoque de efectos fijos es razonable cuando se tiene la certeza de que las diferencias entre unidades, μ_i , puede interpretarse como un desplazamiento paramétrico de la función de regresión, lo cual se aplica sólo a la muestra de la estimación; mientras que si se interpreta μ_i como distribuidos aleatoriamente entre las unidades de la sección cruzada, bajo el contexto de que la sección cruzada es una extracción muestral de una población grande. Teniendo esto en mente, estimamos un modelo de efectos fijos, debido a que consideramos al total de bancos y que las conclusiones que deseamos extraer se deriven exclusivamente para el sistema bancario.¹³

Uno de los supuestos fuertes en dichos modelos es que se asume la ausencia de autocorrelación de los errores asociados a cada individuo $E[v_{it}, v_{js}] = 0$ si $t \neq s$ o $i \neq j$. Sin embargo, en series de tiempo este tipo de problema es común, dado que un choque en un periodo no desaparece al menos unos periodos adelante, o ya sea por construcción misma de la serie (Baltagi 1995). Las consecuencias para los estimadores MCO es que a pesar de que siguen siendo consistentes, son ineficientes y la matriz convencional de varianzas – covarianzas es sesgada, lo cual invalida la inferencia que se pueda hacer tomando en cuenta las pruebas “t” y “F”.

Dado esto, estimamos un modelo considerando la presencia de autocorrelación, mediante la aplicación de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF), siguiendo la metodología de Baltagi y Wu (1999), quienes modelan la estructura de los errores como un proceso AR (1) en un modelo de datos de panel no balanceado:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad (4.3)$$

$$v_{it} = \rho v_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \text{ donde } |\rho| < 1 \text{ y } \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4.4)$$

Como se sabe $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ donde $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$. Se asume $E[X_{it}, \mu_i] = 0$ para el caso de efectos aleatorios y $E[X_{it}, \mu_i] \neq 0$ para el caso de efectos fijos. Otro supuesto del modelo es $E[v_{it}, \mu_i] = 0$ y $v_{i0} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2 / (1 - \rho^2))$

Mediante MCGF la estimación del modelo se realiza de la siguiente manera:

- i. Se hace la regresión de MCO de $y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it}$ de la cual se obtienen los residuos \hat{v}_{it} .
- ii. Se realiza la estimación de la ecuación $v_{it} = \rho v_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ y se obtiene $\hat{\rho}$ mediante un proceso iterativo (Prais – Winsten PW).

¹³ Si bien es cierto que la elección entre un modelo u otro se realiza, usualmente, mediante la prueba de Hausman (1978), discutida en Wooldridge (2002), la elección del modelo de efectos fijos se ajusta más a lo que pretendemos estimar.



- iii. Luego se premultiplica a la ecuación (4.2) mediante la matriz de transformación de datos $C_i^*(\rho)$ para obtener $y_i^* = [C_i^*(\rho)]y_i$.
- iv. Se estiman los residuos \hat{u}^* de la regresión de y^* y X^* mediante MCO, calculándose σ_μ^2 y σ_ε^2 . Luego se mide $\hat{\theta}_i = 1 - (\sigma_\varepsilon / \hat{\omega}_i)$ la cual es una matriz que sirve para calcular otra matriz de transformación $\sigma_\varepsilon \Omega^{*-1/2}$ la cual premultiplicará a las series del paso anterior, para finalmente obtener los parámetros (Baltagi y Wu 1999).

Los errores estándar usuales, los estadísticos “t” y “F” son válidos asintóticamente por lo que se puede llevar a cabo una buena inferencia de los parámetros estimados. Los primeros tres pasos se realizan de manera iterativa hasta encontrar un valor que no cambie mucho con respecto a la estimación anterior, mediante PW. De esta manera, se tienen estimados de las variables no observables invariantes en el tiempo y residuos que cumplen con la segunda condición del componente de la varianza.

4.2 Datos

La fuente de datos es la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS). La frecuencia de los datos es trimestral y el periodo de estudio comprende desde el primer trimestre de 1995 hasta el segundo trimestre de 2004. Cabe señalar, que tomamos en cuenta el cambio metodológico que se dio en las cuentas del sistema bancario en 2001 (Ver Anexo 3).

Siguiendo el modelo de Martínez y Mody (2004), la variable endógena es el margen de las tasas de interés¹⁴, calculada de los balances de cada banco mediante la diferencia de la razón de los ingresos por créditos entre el promedio de los créditos vigentes del trimestre (tasa activa implícita) y la razón de los egresos por depósitos del público entre el promedio de los depósitos (tasa pasiva implícita).

La liquidez es capturada a través de la razón de la cuenta disponible (Caja, Bancos y Corresponsales, Canje y la cuenta Otros) entre el total de activos. Esta variable trata de capturar el costo de mantener liquidez por razones prudenciales, lo cual representa un costo de oportunidad que se trasladará a los prestatarios, aumentando el margen. Los costos administrativos, medido a través de la razón del total de gastos administrativos entre el promedio del total de los activos en el trimestre, variable que tendría un efecto directo sobre la variable endógena en la medida que los bancos incurran en mayores gastos como salarios, servicios recibidos por terceros, entre otras variables.

El riesgo de impago de los créditos, capturado mediante la morosidad bancaria, tendría una relación directa con el margen ya que los bancos aumentarán la tasa de interés activa debido a que los

¹⁴ Como señala Barajas et. al. (1999), el margen (de intermediación) puede medirse empleando un indicador *ex ante* o *ex post*. El primero de ellos equivale a la diferencia entre la tasa de interés activa y la tasa de interés pasiva; mientras que el segundo, es la diferencia entre los ingresos relacionados con la actividad de prestar y los costos de obtener depósitos. La medida *ex ante* no toma en cuenta el hecho de lo difícil que puede ser recuperar el total de créditos, además de que esta medida hace referencia solo a aquellas que fueron pactadas durante las últimas operaciones, dejando de lado las comisiones que cobran los bancos. Por otro lado, la medida *ex post* capta mejor el costo de intermediación del sistema bancario al incluir los cobros de comisión que realizan las entidades bancarias en las operaciones de intermediación. De esta manera, optamos por el segundo indicador, aunado al hecho de que no se tienen series homogéneas en Perú para el primer caso.



accionistas de los bancos requerirán un retorno de sus ingresos ajustado por riesgo. Acciones, definida como la razón de las acciones que poseen los bancos de otras instituciones entre el total de activos, variable que tiende a incrementar el valor del margen ya que un aumento de la tenencia de acciones de otras instituciones implica un aumento del riesgo de mercado.

Incorporamos también variables macroeconómicas que afectan a las decisiones en el sistema financiero. Considerando la dolarización del sistema financiero en Perú, tomamos en cuenta la variación porcentual del tipo de cambio del Nuevo Sol con respecto al Dólar de EE.UU., que bajo la teoría de la paridad descubierta de las tasas de interés, se esperaría un efecto directo sobre el margen de las tasas de interés ya que los bancos tenderían a incrementar la tasa activa con la finalidad de cubrirse de los incrementos del tipo de cambio.

La tasa de mercado de corto plazo, medida a través de la tasa Libor a 3 meses, permite capturar el costo de obtener fondos del exterior por parte de los bancos, debido a que sistemas bancarios concentrados tienden a trasladar de manera asimétrica los incrementos y las reducciones de la tasa de interés de mercado (Neumark y Sharpe 1992). La inflación recoge el efecto que tiene la variación de precios sobre las tasas de interés nominales que fijan los bancos, excluyendo aquellos factores volátiles del componente del Índice de Precio del Consumidor, por lo que tomamos en cuenta la Inflación Subyacente.

Finalmente, se captura la estructura del mercado bancario mediante la participación de los bancos en el mercado crediticio, el índice de Herfindahl e IC_3^{15} esperando que tengan una relación directa en el margen de los bancos. Siguiendo el esquema de la ecuación (4.1), la ecuación a estimar es:

$$\begin{aligned} Margen_{it} = & \alpha + \beta_1 Morq_{it} + \beta_2 Liq_{it} + \beta_3 Acciones_{it} + \beta_4 CostAdm_{it} + \beta_5 Part_{it} \\ & + \beta_6 Estruct_{it} + \beta_7 Libor_{it} + \beta_8 \Delta\%TC_{it} + \beta_9 Inflacion_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (4.5)$$

Donde $N = 29$ y $T = 38$.

Debido al proceso de fusiones y absorciones, estimamos el mismo modelo para los bancos vigentes en el mercado hacia el final de la muestra ($N = 14$). Por otro lado, una de las preguntas que surgen al ver los trabajos aplicados a nivel de países es que ocurriría en el caso del margen discriminando entre en moneda nacional (MN) como en moneda extranjera (ME). Debido a la disponibilidad de datos homogéneos y para hacer comparables los resultados con los realizados en la última estimación, estimamos el mismo modelo para ambos tipos de moneda, haciendo la distinción además entre morosidad en MN y ME como variables exógenas.

¹⁵ El uso de estos índices ha sido una constante desde los trabajos iniciales, por lo que se optó por considerarlos sólo a ellos. En teoría se podría aplicar otros índices para probar que tan consistentes son los resultados (Bikker y Haaf 2000), pero consideramos que la facilidad de construcción e interpretación de los índices utilizados son características fundamentales para su uso, además que son los más usados en los trabajos aplicados.



5 Resultados

Los siguientes cuadros muestran los resultados de la estimación de la ecuación (4.5). En el Cuadro 1 se observa que la CB, medida a través del índice IC₃, tiene una relación directa y estadísticamente significativa con el margen de las tasas de interés, mientras que la participación de cada banco y con el índice HHI a pesar de que tienen el signo esperado, no son estadísticamente significativos. De esta manera, *ceteris paribus*, un cambio de 1 punto porcentual implicaría un incremento de 0,03 puntos porcentuales en el margen, efecto que no es de una gran magnitud¹⁶. Asimismo, vemos que el margen se ve afectado por las variables de cada banco (menos en el caso de la morosidad), sobresaliendo el caso de los gastos administrativos (0,154 en promedio). Por otro lado, la variable macroeconómica que afecta de manera significativa es la inflación, mientras que la tasa de interés LIBOR y la variación del tipo de cambio no muestran efecto significativo.

Cuadro 1				
Margen de las Tasas de Interés: Bancos (muestra completa)				
		Participación del Banco i	HHI	IC3
Morosidad	β_1	-0,0148 (0,0103)	-0,0152 (0,0102)	-0,0143 (0,0102)
Liquidez	β_2	0,0172*** (0,0067)	0,0163** (0,0067)	0,0158** (0,0067)
Acciones	β_3	0,0335*** (0,0104)	0,0312*** (0,0104)	0,0309*** (0,0104)
Administrativos	β_4	0,1657*** (0,0498)	0,1499*** (0,0500)	0,1450*** (0,0500)
Participación	β_5	0,0247 (0,0405)		
HHI	β_{61}		0,0005 (0,0003)	
IC3	β_{62}			0,0301* (0,0158)
LIBOR	β_7	0,0092 (0,0391)	0,0509 (0,0509)	0,0628 (0,0489)
$\Delta\%$ TC	β_8	0,0253 (0,0194)	0,0309 (0,0198)	0,0309 (0,0196)
Inflación	β_9	0,1112*** (0,0215)	0,1023*** (0,0210)	0,1007*** (0,0210)
Constante	α	2,2392*** (0,2792)	1,5247*** (0,4834)	0,4651 (0,7225)
R ²		0,1210	0,1596	0,1512
Prob(F)		0,0000	0,0000	0,0000
N° Bancos		29	29	29
Observaciones		718	718	718
ρ		0,3250	0,3293	0,3302
σ_u^2		3,7884	3,7789	3,7900
σ_ε^2		0,9434	0,9433	0,9423

Notas:

Errores estándar entre paréntesis.

*** Significante al 1%; ** Significante al 5%; * Significante al 10%.

¹⁶ Teniendo en cuenta que la mayor fluctuación del mismo se dio en marzo de 2003 (absorción del Santander por el Banco de Crédito), trimestre en el que dicho índice aumentó en 6,3 puntos porcentuales, lo cual tuvo un impacto de 0,2 puntos porcentuales sobre el margen de las tasas de interés.



De la misma manera, viendo los resultados para los bancos vigentes durante la muestra (Cuadro 2), observamos también que el valor del parámetro correspondiente a IC_3 tiene el mismo efecto sobre el margen de las tasas de interés, mientras que el índice HHI y la participación de cada banco no muestran un efecto estadísticamente significativo, pero siguen manteniendo el signo esperado. De la misma manera que en el caso del total de bancos, la variable que más impacto tiene sobre el margen es el de la proporción de los gastos administrativos con respecto al total de activos (0,762 en promedio). Finalmente, la inflación sigue manteniendo el efecto hallado en el primer caso, mientras que la tasa LIBOR y la variación del tipo de cambio no muestran efecto alguno.

Cuadro 2				
Margen de las Tasas de Interés: Bancos (vigentes)				
		Participación del Banco i	HHI	IC3
Morosidad	β_1	0,0022 (0,0137)	-0,0000 (0,0135)	0,0005 (0,0135)
Liquidez	β_2	0,01766*** (0,0057)	0,0175*** (0,0057)	0,0175*** (0,0057)
Acciones	β_3	0,0297*** (0,0106)	0,0288*** (0,0106)	0,0292*** (0,0106)
Administrativos	β_4	0,7681*** (0,1054)	0,7615 (0,1051)	0,7559*** (0,1048)
Participación	β_5	0,0351 (0,0428)		
HHI	β_{61}		0,0004 (0,0003)	
IC3	β_{62}			0,0330* (0,0169)
LIBOR	β_7	-0,0111 (0,0444)	0,0192 (0,0539)	0,0394 (0,0526)
$\Delta\%$ TC	β_8	0,0221 (0,0165)	0,0237 (0,0166)	0,0215 (0,0164)
Inflación	β_9	0,0756*** (0,0281)	0,0703*** (0,0273)	0,0725*** (0,0274)
Constante	α	1,0563*** (0,2052)	0,5301 (0,3167)	-0,8688 (0,4850)
R^2		0,6498	0,6917	0,6848
Prob(F)		0,0000	0,0000	0,0000
N° Bancos		14	14	14
Observaciones		477	477	477
$\hat{\rho}$		0,5909	0,5926	0,5945
σ_u^2		2,7897	2,7336	2,7438
σ_ε^2		0,6736	0,6731	0,6715

Notas:

Errores estándar entre paréntesis.

*** Significante al 1%; ** Significante al 5%; * Significante al 10%.

El siguiente paso fue estimar como se modificarían los resultados anteriores si discriminamos por tipo de portafolio. La pregunta que intentamos responder es como cambian los resultados si incorporamos las diferencias entre los portafolios de productos financieros tanto en moneda nacional como en moneda extranjera.

En el Cuadro 3 se presenta los resultados para el caso de moneda nacional, en el cual podemos observar que el margen de las tasas de interés no se ve afectado por la CB, aunque sí mantiene el signo

esperado en el caso de la participación y del índice IC₃, mientras que el índice de HHI no muestra significancia estadística ni el signo esperado. Es interesante este resultado dado que en el caso del mercado en moneda nacional el fondeo de recursos es más homogéneo, en el sentido de que está disponible para cada banco según el segmento que deseen atender, por lo que los resultados estarían reflejando de alguna manera el hecho de que hay más competencia en este tipo de transacciones. Por otro lado, ya que la liquidez en moneda nacional está orientada principalmente a las necesidades de medianas y pequeñas empresas, los instrumentos en moneda nacional van a ser mucho más preferidos en tiempos de devaluaciones o procesos de alta inflación.

Por otro lado, la variable “gastos administrativos” sigue teniendo importancia en la explicación del margen de las tasas de interés, mientras que las “acciones” y la “liquidez” dejan de tener significancia. Asimismo, a diferencia de los resultados vistos arriba, se pudo constatar que la morosidad tiene significancia estadística además de tener el signo esperado. También lo explican la variación del tipo de cambio y la inflación.

Cuadro 3				
Margen de las Tasas de Interés en MN: Bancos (vigentes)				
		Participación del Banco i	HHI	IC3
Morosidad MN	β_1	0,0731** (0,0367)	0,0719** (0,0364)	0,0711* (0,0363)
Liquidez	β_2	-0,0063 (0,0170)	-0,0689 (0,0169)	-0,0069 (0,0169)
Acciones	β_3	0,0123 (0,0245)	0,0122 (0,0245)	0,0120 (0,0245)
Administrativos	β_4	0,3720** (0,1816)	0,3716** (0,1818)	0,3690** (0,1815)
Participación	β_5	0,0237 (0,0841)		
HHI	β_{61}		-0,0002 (0,0009)	
IC3	β_{62}			0,0095 (0,0399)
LIBOR	β_7	-0,0831 (0,0805)	-0,1123 (0,1127)	-0,0704 (0,1089)
$\Delta\%$ TC	β_8	0,1446** (0,0629)	0,1344* (0,0686)	0,1488** (0,0679)
Inflación	β_9	0,3004*** (0,0460)	0,3004*** (0,0462)	0,2953*** (0,0462)
Constante	α	3,0120*** (0,9594)	3,6931** (1,7786)	2,6027 (2,7062)
R ²		0,2924	0,3242	0,3229
Prob(F)		0,0000	0,0000	0,0000
N° Bancos		14	14	14
Observaciones		477	477	477
ρ		-0,0183	-0,0198	-0,0181
σ_u^2		2,9859	2,9313	2,9352
σ_e^2		2,3856	2,3857	2,3856

Notas:

Errores estándar entre paréntesis.

*** Significante al 1%; ** Significante al 5%; * Significante al 10%.



En el caso de moneda extranjera (Cuadro 4), en contraste con lo observado en moneda nacional, se observa que el índice IC3 vuelve a mostrar el signo esperado y estadísticamente significativo, siendo similar en valor al parámetro estimado en los dos primeros casos (0,03). La participación de cada banco no muestra el signo esperado, mientras que el índice HHI sí, aunque sigue siendo no significativo. Los gastos administrativos no muestran el mismo signo y la significancia que en los anteriores. La morosidad en moneda extranjera por parte explica a la variable endógena al igual que en el caso de moneda nacional. Este último resultado es consistente con el mayor poder de fijación de precios en mercados con un mayor volumen de transacciones, además de que podría estar reflejando el hecho de que los bancos más grandes, al tener la capacidad de obtener fondos en moneda extranjera en mayor volumen desde el exterior, el margen de las tasas de interés en dicha moneda se ve afectada por este hecho.

El proceso de fondeo en mercados internacionales por parte de los bancos más grandes es más fácil en relación a los bancos medianos y pequeños. Teniendo costos más bajos y mejor aceptación para captar depósitos, pueden influenciar el precio de mercado. Además, al ser más preferidos los instrumentos en moneda extranjera por las grandes empresas, los bancos más grandes tendrían incentivos para influenciar este mercado.

Cuadro 4				
Margen de las Tasas de Interés en ME: Bancos (vigentes)				
		Participación del Banco <i>i</i>	HHI	IC3
Morosidad ME	β_1	0,0185* (0,0100)	0,0194** (0,0099)	0,0197** (0,0098)
Liquidez	β_2	0,0059 (0,0061)	0,0066 (0,0060)	0,0065 (0,0060)
Acciones	β_3	0,0064 (0,0104)	0,0067 (0,0103)	0,0070 (0,0102)
Administrativos	β_4	-0,1394 (0,1071)	-0,0136 (0,1064)	-0,0141 (0,1060)
Participación	β_5	-0,0367 (0,0405)		
HHI	β_{61}		0,0005 (0,0003)	
IC3	β_{62}			0,0314** (0,0164)
LIBOR	β_7	-0,0498 (0,0410)	0,0060 (0,0512)	0,0158 (0,0497)
Inflación	β_9	0,0536** (0,0252)	0,0591** (0,0242)	0,0598** (0,0240)
Constante	α	2,2504*** (0,2387)	0,9043** (0,3805)	-0,2099 (0,5882)
R^2		0,0036	0,0068	0,0052
Prob(F)		0,0798	0,0481	0,0271
N° Bancos		14	14	14
Observaciones		477	477	477
$\hat{\rho}$		0,4957	0,4924	0,4894
σ_u^2		0,9745	0,9855	0,9941
σ_ε^2		0,7087	0,7076	0,7064

Notas:

Errores estándar entre paréntesis.

*** Significante al 1%; ** Significante al 5%; * Significante al 10%.



En conclusión, la CB tiene una relación directa y estadísticamente significativa con el margen de las tasas de interés, aunque la magnitud de tal efecto no es considerable en términos porcentuales. Los resultados se corroboran al estimar el modelo para el total de bancos de la muestra y a los bancos vigentes hasta el final de la muestra. No obstante, hay que rescatar el hecho de que discriminando por tipo de moneda, observamos que la CB no afecta al margen de las tasas de interés en moneda nacional, pero sí lo hace en el caso de moneda extranjera.

Las implicancias de política apuntan entonces a que se deba promover la competencia en el sistema bancario con la finalidad de disminuir el efecto de la CB sobre el margen de las tasas de interés. Sin embargo, esta es una condición necesaria pero no suficiente, teniendo en cuenta las políticas implementadas a mediados de los noventa en el sistema bancario, por lo que se recomienda que además se deba incidir en otras variables, como la morosidad, la cual se explica en parte por factores inherentes a los bancos, como la evaluación, supervisión y recuperación de los créditos (Aguilar et. al. 2004). En el caso de moneda nacional, resalta la variable costos administrativos, la cual puede estar siendo influenciada por factores institucionales que determinan el tiempo en que demora recuperar un crédito moroso o cuan eficiente es el sistema judicial en liquidar una garantía.

6 Conclusiones

En el estudio llevado a cabo encontramos que la concentración bancaria (CB) tiene un efecto positivo y significativo sobre el margen de las tasas de interés de los bancos, impacto que se logra identificar en el caso de moneda nacional pero no el de moneda extranjera, dando un indicio de que hay más competencia en moneda nacional que en el de moneda extranjera.

Las implicancias de política apuntan a que se deba promover la competencia en el sistema bancario con la finalidad de disminuir el efecto de la CB sobre el margen de las tasas de interés, sin embargo, esta es una condición necesaria pero no suficiente, por lo que además se recomienda tomar en cuenta otras variables, como la morosidad, la cual se explica en parte por factores inherentes a los bancos, como la evaluación, supervisión y recuperación de los créditos (Aguilar et. al. 2004). En el caso de moneda nacional, resalta la variable costos administrativos, la cual puede estar siendo influenciada por factores institucionales que determinan el tiempo en que demora recuperar un crédito moroso o cuan eficiente es el sistema judicial en liquidar una garantía.

Queda en la agenda analizar el efecto de la CB según el tipo de mercado a que se dirigen los bancos, lo cual podría confirmar los resultados hallados, asimismo separar en grupos a los bancos según su tamaño y analizar en que segmento se da mayor competencia. Por otro lado, queda también por probar otros modelos econométricos, ya que la estimación de uno lineal, como lo realizado, puede estar haciendo muy rígidos los resultados.



Referencias

- Aguilar, G., Camargo, G. y Morales, R.** (2004): “Análisis de la Morosidad en el Sistema Bancario Peruano: Informe final de investigación”. Instituto de Estudios Peruanos. Octubre.
- Arias, Alberto** (1982): “La Concentración Bancaria en el Perú.” Tesis para optar el grado de Bachiller. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Angelini, P. y N. Cetorelli** (1999): “Bank competition and regulatory reform: The case of the Italian Banking Industry”. Federal Reserve Bank of Chicago. WP 99 – 32.
- Bain, Joe** (1951): “Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940”. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 65. Pp. 293 – 324.
- Baltagi, Badi** (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*. John Willey & Sons. England. 200 p.
- Baltagi, B. y P. Wu** (1999): “Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR (1) disturbances”. *Econometric Theory*. Vol. 15. Pp. 814 – 823.
- Barajas, A., Steiner, R. y Salazar, N.** (1999): “Interest Spreads in Banking in Colombia, 1974–96”. *IMF Staff Papers*. Vol. 46, N° 2.
- Baumol, William** (1982): “Contestable Markets: An Uprising in the Theory of Industry Structure”. *The American Economic Review*. Vol. 72, N° 1.
- Baumol, W., Panzar, J. y R. Willig** (1983): *Contestable Markets and the Theory on Industry Structure*. New York. Harcourt Brace and Jovanovitch.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. y R. Levine** (2003): “Bank Concentration and Crisis”. *National Bureau of Economic Research*. WP 9921. August.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt A. y V. Maksimovic** (2004): “Bank Competition and Access to Finance: International Evidence”. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 36. N° 2. June, Part 2, pp. 627 - 648.
- Berger, A., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R. y J. Haubrich** (2004): “Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making”. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 36. N° 2. June, Part 2, pp. 433 - 451.
- Berger, A. y Hannan, T.** (1989): “The Price Concentration Relationship in Banking”. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 71. N° 2, pp. 291-299.
- Bikker, J. y K. Haaf** (2000): “Measures of Competition and Concentration: A Review of the Literature”. *Research Series Supervision N° 27*. Amsterdam, The Netherlands: De Nederlandsche Bank. September.
- Cetorelli, N.** (1999): “Competitive analysis in banking: Appraisal of the Methodologies”. *Federal Reserve Bank of Chicago. Economic Perspectives*.
- Claessens, S. y L. Laeven** (2004) “What Drives Bank Competition? Some International Evidence”. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 36. N° 2. June, Part 2, pp. 563 – 583.



- Corvosier, S. y R. Gropp** (2002): “Bank concentration and retail interest rates”. *Journal of Banking and Finance*. Vol. 26. Pp. 2155 – 2189.
- Demirgüç-Kunt A. , Laeven, L. y R. Levine** (2004) “Regulations, Market Structure, Institutions and the Cost of Financial Intermediation”. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 36. Nº 2. June, Part 2, pp. 593 – 622.
- Demsetz, Harold** (1973): “Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy”. *Journal of Law and Economics*. Vol. 16, pp. 1-9. April.
- Edwards, Franklin** (1964): “Concentration in Banking and Its Effects on Business Loan Rates”. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 46, August, pp. 294-300.
- Freixas, X. y Rochet, J.** (1997): *Microeconomics of Banking*. Cambridge, Massachusetts. The MIT Press. 294 p.
- Gilbert, Alton** (1984): “Bank Market Structure and Competition: A Survey”. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 16. Nº 4. November, Part 2, pp. 617-644.
- Greene, William H.** (1999): *Análisis Econométrico*. 3º edición. Madrid. Prentice Hall Iberia S.R.L. 862 p.
- Hannan, Timothy** (1991): “Bank Commercial Loan Market and the role of Market Structure: Evidence from surveys of commercial lending”. *Journal of Banking and Finance*. Vol. 15. Pp. 133 - 149.
- Hannan, T. y A. Berger** (1991): “The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry”. *The American Economic Review*. Vol. 81. Pp. 938 - 945.
- Hsiao, Cheng** (1986): *Anlaysis of Panel Data*. Cambridge University Press. Cambridge, 241 p.
- Levine, Ross** (1997): “Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda”. *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXV. June, pp. 688-726.
- Levine, Ross** (2000): “Bank Concentration: Chile and International Comparisons”. *Banco Central de Chile*. Documentos de Trabajo Nº 62. Enero.
- Levine, Ross** (2004): “Financial Development and Growth: Theory, Evidence and Mechanism”. *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam. North – Holland Elsevier Publisher. (Preliminar).
- Levy, E. y A. Micco** (2003): “Concentration and Foreign Penetration in Latin American Banking Sectors: Impact on Competition and Risk”. *Inter-American Development Bank, Research Department*. WP 499.
- Martínez, M. y A. Mody** (2004) “How Foreign Participation and Market Concentration Impact Bank Spreads from Latin America”. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 36. Nº 2. June, Part 2, pp. 511 - 537.



- Naranjo, M. y C. Otero** (1994): “Sistema Financiero, Tasas de Interés y Márgenes de Intermediación”. En: *Foro Económico: El Costo del Crédito del Perú*. Editor: Javier Portocarrero. Lima. Fundación Friedrich Ebert.
- Neuberger, J. y G. Zimmerman** (1990): “Bank Pricing of retail deposit accounts and ‘the California rate mystery’”. *Economic Review (Federal Reserve Bank of San Francisco)*: Vol. 0, N° 2, pp. 3-16.
- 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*. Vol. 107. Pp. 657 – 680.
- Palomino, M.** (1994): “Estabilización, Reestructuración y Tasa de Interés”. En: *Foro Económico: El Costo del Crédito del Perú*. Editor: Javier Portocarrero. Lima. Fundación Friedrich Ebert.
- Panzar, J. y J. Rosse** (1987) “Testing for ‘Monopoly’ Equilibrium” *Journal of Industrial Economics* Vol. 35. Pp. 443-457.
- Peltzman, Samuel.** (1977): “The Gains and Losses from Industrial Concentration”. *National Bureau of Economic Research*. WP 0163. January.
- Rochet, J. y J. Tirole.** (1996): “Interbank Lending and Symmetric Risk”. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 28, N° 4, pp.733 – 762.
- Rojas, Jorge** (1998): “Determinantes del margen en las Tasas de Interés Bancarias en el Perú: 1991-1996”. *Inter-American Development Bank, Research Network*. WP R-330.
- Rojas, J. y L. Vilcapoma** (1996): “Algunas características importantes de la nueva Banca Peruana. Un estudio preliminar”. *Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú*. Documento de Trabajo N° 124.
- Segura, Alonso.** (1995): “Efectos de la Reforma Financiera sobre la Banca Comercial en el Perú: 1990 – 1995”. En: Valdivia, M.: *Del Banco Agrario a las Cajas Rurales: pautas para la construcción de un nuevo sistema financiero rural*. Lima. GRADE, pp. 79-146.
- Shy, Oz.** (1995): *Industrial Organization*. Cambridge, Massachusetts. The MIT Press. 457p.
- Superintendencia de Banca y Seguros del Perú** (1997): *Ley General del Sistema Financiero y del Sistema de Seguros y Orgánica de la Superintendencia de Banca y Seguros*. Lima. Centro de Publicaciones de la SBS. 250 p.
- Susano, Aurelio** (1979): “La Concentración Bancaria: Un Análisis de la Estructura del Mercado de la Banca Comercial Peruana”. Lima. *Seminario sobre Banca y Finanzas en la Universidad de Lima*. Octubre.
- Tirole, Jean** (1988): *The Theory of Industrial Organization*. Cambridge, Massachusetts. The MIT Press. 471 p.
- Tirole, J. y Dewatripont, M.** (1994): *The Prudential Regulation of Banks*. Cambridge, Massachusetts. The MIT Press. 255 p.



Vives, Xavier (1999): *Oligopoly Pricing. Old Ideas and New Tools*. Cambridge, Massachusetts. The MIT Press. 413 p.

Weiss, Leonard (1989): *Concentration and Price*. Cambridge, Massachusetts. The MIT Press. 284 p.

Wooldridge, Jeffrey (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts. The MIT Press. 735 p



ANEXO 1: Índices de Concentración.

Los índices más usados en la literatura en trabajos empíricos son el de las mayores empresas (IC_m) y el índice de Herfindahl – Hirschman (HHI) (Bikker y Haaf 2000). La característica de estos índices es que tienen la propiedad de que son simétricos entre las empresas, es decir, son insensibles a las permutaciones de las porciones de mercado entre las empresas, satisfacen la condición de Lorenz, en el sentido de que una expansión que preserve la media produce un incremento de los índices, y el nivel de concentración para empresas simétricas en participación crece cuando el número de ellas aumenta de n a $n + 1$ (Tirole 1988, p. 222). La construcción de estos índices es como sigue.

Índice de Concentración de las mayores empresas

Sea $i = 1, \dots, n$ el total de número de bancos en el mercado. Luego, se ordenan de mayor a menor según la participación de estos $\alpha_i \geq \dots \geq \alpha_m \geq \dots \geq \alpha_n$, tal que $\alpha_i = \frac{q_i}{Q}$, donde q_i es la producción de la empresa i , y Q es la oferta total de mercado. Entonces se construye el siguiente índice:

$$IC_m \equiv \sum_{i=1}^m \alpha_i$$

A partir de éste se construirán aquellos que encierren a un banco, a dos, a tres y a los cuatro más grandes. Estos dos últimos se denominarán IC_3 e IC_4 respectivamente.

Índice de Herfindahl - Hirschman (HHI)

Otro de los más usados, incluso en estimaciones econométricas, es el llamado índice de Herfindahl - Hirschman (HHI), el cual se calcula como la suma de los cuadrados de las participaciones de las empresas del mercado. La ventaja de éste se resume en los siguientes puntos: a) Nos indica de cierta manera la participación que tienen todos los bancos en el mercado. b) Considera como se distribuye la participación del mercado de las empresas más grandes. c) Da resultados más confiables con respecto a otros índices, dado que se obtiene mejores predicciones sobre el impacto de las fusiones o adquisición particular sobre el índice de concentración (Ver Tirole 1988). Este se construye

identificando la participación de cada banco mediante el cociente $\alpha_i = \frac{q_i}{Q}$, donde $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$.

Entonces el Índice HHI se calcula:

$$HHI \equiv \sum_{i=1}^n \alpha_i^2$$

El índice estará entre un valor mayor que cero y menor o igual a 1. En la práctica, el valor de este índice suele ponerse entre los valores de 0 y 10 000 debido a que se calcula con la participación de cada empresa en valores porcentuales y no como proporción.



En el Manual de Fusiones Horizontales del Departamento de Justicia de los EE.UU.¹⁷ se señala tres regiones del índice HHI: a) si el valor del índice es menor a 1 000, entonces se dice que el mercado no está concentrado, por lo que no se tomará en cuenta si es que luego de una fusión el índice cae dentro de esta región; b) si el índice está entre 1 000 y 1 800, entonces el mercado se encuentra moderadamente concentrado, y si el proceso de fusión dentro de esta región implica un cambio mayor a los 100 puntos, entonces deberá considerarse para un mayor análisis; y c) si el valor del índice está por encima de los 1 800 se puede decir que el mercado está altamente concentrado, y si el proceso de fusión implica un cambio mayor a los 50 puntos dentro de esta región, entonces se considerará concentrado, debido a que es probable que se den prácticas de poder de mercado.

En el caso peruano, existe legislación explícita sólo para el caso de las fusiones en el caso de las empresas eléctricas.

¹⁷ Horizontal Merger Guidelines, U.S. Department of Justice and the Federal Trade Commission. En <http://www.usdoj.gov/atr/public/guidelines/hmg.pdf>



ANEXO 2: Evolución de la Concentración Bancaria

1995:

Al término del año, el sistema bancario contaba con 22 bancos. Las tasas de interés en moneda nacional mostraron una tendencia decreciente, al igual que el *spread*, situación que se vino observando desde 1992. A diciembre de 1995 el índice IC3 de colocaciones como de depósitos fueron 60,4% y 60,3% respectivamente. Asimismo, el índice de Herfindahl mostró un aumento de 10,1% en el caso de las colocaciones, y una caída de 0,9% en el caso de los depósitos.

El crecimiento del sistema bancario puede ser apreciado por el incremento en la intermediación financiera. En el año 1995 los créditos bancarios como porcentaje del PBI pasaron alcanzaron 12,8%, mientras que los depósitos como porcentaje del PBI alcanzaron a ser 15,9%.

1996:

A fines de este año el sistema bancario contaba con 23 bancos. A diciembre de 1996 el índice IC3 se mantuvo estable tanto en nivel de colocaciones como de depósitos, al alcanzar 60,8% y 65,9% respectivamente. Asimismo, el índice de Herfindahl no mostró variación alguna, al aumentar 0,3% en el caso de las colocaciones y disminuir en 0,53% en el caso de los depósitos.

La intermediación financiera se incrementó, al observarse que los créditos bancarios como porcentaje del PBI pasaron de 12,8% en 1995 a 16,8% en 1996, mientras que los depósitos como porcentaje del PBI pasaron de 15,9% en 1995 a 19,4% en 1996.

1997:

Durante este periodo el sistema bancario experimentó un crecimiento con una importante participación extranjera y con una ampliación de los segmentos de mercado que éste atiende, al igual que un dinámico proceso de modernización, como el desarrollo de nuevos instrumentos financieros bajo la óptica de no ser exclusivamente administrador de créditos sino también de otros riesgos. Como consecuencia de este proceso, el número de empresas bancarias se incrementó de 23 en diciembre de 1996 a 25 en diciembre de 1997.

Destaca la creciente participación de capitales extranjeros en el control y la administración de empresas ligadas especialmente a la banca de consumo (Banco del Trabajo, Solventa, Serbanco, Orión) y al ingreso de operadores internacionales de primer orden como el Citibank, el Bank of Boston, el Banco Bilbao Vizcaya, The Bank of Nova Scotia, el Hong Kong Shanghai Bank y el Banco Santander. El capital extranjero en el sistema bancario que en 1990 era nulo, y en 1997 representa el 44,4% del capital social del sistema bancario.



Así, a diciembre de 1997 el índice IC3 de colocaciones bajó a 56,0% (60,8% en diciembre del año anterior) y el de depósitos a 63,8% (65,9% en diciembre del año anterior). Asimismo, el índice de Herfindahl cayó en 15,0% en el caso de las colocaciones y 5,6% en el de depósitos.

La intermediación financiera, medida como el ratio de los créditos y depósitos entre el PBI mostraron mejora. Así, los créditos bancarios como porcentaje del PBI pasaron de 16,8% en 1996 a 20,2% en 1997, mientras que los depósitos como porcentaje del PBI pasaron de 19,4% en 1996 a 21,3% en 1997.

1998:

Al finalizar 1998, el número de empresas bancarias fue el mismo que en 1997 (25 bancos); sin embargo, en dicho lapso inició sus operaciones MiBanco, institución orientada a ver el desarrollo de la microempresa, mientras que el Banco República fue declarado en disolución en noviembre del mismo año.

La disolución del Banco República se debió a que en una visita de inspección se determinó que el banco mantenía una significativa exposición crediticia con tres grupos económicos, uno de ellos vinculado al accionista principal del banco. Además el banco mantenía una política de excesivo financiamiento de corto plazo debido a los problemas de liquidez que enfrentaba. De esta manera, en el mismo mes de la inspección (noviembre) fue declarada la disolución del banco y se dio inicio al proceso de liquidación.

A diciembre de 1998 el índice IC3 de colocaciones bajó a 53,8% (56,0% en diciembre del año anterior) y el de depósitos se mantuvo al estimarse un ratio de 63,6% (63,8% en diciembre del año anterior). El índice de Herfindahl continuó cayendo para el caso de las colocaciones (5,0%), mientras que en el caso de los depósitos apenas aumentó en 0,9%. Por otro lado, los créditos bancarios como porcentaje del PBI pasaron de 20,2% en 1997 a 24,7% en 1998, mientras que los depósitos como porcentaje del PBI pasaron de 21,3% en 1996 a 23,2% en 1997.

1999:

Al finalizar este periodo, la Banca Múltiple estaba compuesta por 20 empresas. Como resultado del proceso de consolidación del sistema financiero, se produjeron las fusiones entre Banco de Lima Sudameris y Banco Wiese Ltda.; Banco del País y Banco Nuevo Mundo; Banco Sur y Banco Santander; Norbank y Banco del Progreso; y el Banco Solventa se convirtió en Empresa Financiera Cordillera. Asimismo, el Banque Nationale de Paris-Andes inició sus operaciones en octubre, mientras que en noviembre se inició el proceso de liquidación del Banco Banex.

El Banco Wiese Ltda. recibió un bloque patrimonial, activos y pasivos del Banco Lima Sudameris, mediante un proceso de Reorganización Simple, adoptando la denominación de Banco Wiese Sudameris (Setiembre 1999). Las razones de esta fusión fueron la crisis financiera internacional y el Fenómeno del Niño, las cuales golpearon fuertemente al Banco Wiese; y el plan de expansión del



Banco Lima Sudameris. En la negociación intervino el Estado, debido a que el Banco Wiese no lograba cubrir su déficit de provisiones, el cual no sería cubierto por el Lima Sudameris, por lo que el Estado avaló los acuerdos del Wiese por un máximo de US\$ 200 millones.

La fusión del Banco Santander y el Banco Central Hispano en España, tomando la denominación de Banco Santander Central Hispano. Luego, compraría todas las acciones del consorcio O'Higgins – Central Hispano tenían en América del Sur, el cual era poseedor a su vez del 89,5% de Bancosur. Luego, la fusión de entre el Bancosur y el Banco Santander en Perú cayó por su propio peso, debido además por la Ley N° 26702, la cual señala que al convertirse ambos bancos en una sola persona jurídica, no podían mantener más del 5% de las acciones de Bancosur, por lo que debían fusionarse.

El Banco Banex dio inicio al proceso de liquidación en noviembre de 1999.

Dado este proceso de consolidación del sistema bancario, a diciembre de 1999 el índice IC3 de colocaciones aumentó a 56,3% (53,8% en diciembre del año anterior) y el de depósitos a 68,9% (63,6% en diciembre del año anterior). El índice de Herfindahl mostró un aumento considerable de 13,7% para el caso de las colocaciones y uno de 14,1% en el caso de los depósitos. Por su parte, los créditos bancarios como porcentaje del PBI pasaron de 24,7% en 1998 a 25,2% en 1999, mientras que los depósitos como porcentaje del PBI pasaron de 23,2% en 1998 a 24,9% en 1999.

2000:

El sistema bancario estaba compuesto por 18 empresas, luego que dos pequeños bancos orientados al segmento de consumo (Orión Banco y Serbanco) entraran en proceso de liquidación. Asimismo, el Banco Nuevo Mundo y el NBK Bank se encontraron en régimen de intervención, habiéndose nombrado una Comisión Especial de Promoción para la Reorganización Societaria (CEPRE) que se encargaría de promover la transferencia de dichos bancos en el marco del Programa de Consolidación del Sistema Financiero. Dichas liquidaciones e intervenciones no afectaron la percepción de los agentes económicos respecto de la estabilidad y solvencia del sistema debido al reconocimiento de que se trataban de casos aislados.

A fines de 2000 el Banco Latino se encontraba en proceso de valorización para concretar su integración con Interbank, dentro de marco del Programa de Consolidación del Sistema Financiero. Como consecuencia de lo antes expuesto, la información financiera a diciembre de 2000 considera información del Banco Latino a setiembre de 2000 e información del Banco Nuevo Mundo y NBK Bank a noviembre de 2000.

Así, a diciembre de 2000 el índice IC3 de colocaciones aumentó a 57,9% (56,3% en diciembre del año anterior) y el de depósitos a 70,5% (68,9% en diciembre del año anterior). El índice de Herfindahl de las colocaciones aumentó en 0,6% y el de los depósitos lo hizo en 2,2%. Por otro lado, la intermediación financiera sufrió una caída al observarse que los créditos bancarios como porcentaje del PBI pasaron de 25,2% en 1999 a 18,3% en 2000, mientras que los depósitos como porcentaje del PBI pasaron de 24,9% en 1999 a 24,0% en 2000.



2001:

Al cierre de este periodo, el sistema bancario estuvo conformado por 15 empresas, luego que concluyese el proceso de integración de los bancos Latino e Interbank en abril de 2001 y de los bancos NBK Bank y Financiero en diciembre de 2001, y que fuese declarada la disolución e inicio del correspondiente proceso de liquidación del Banco Nuevo Mundo en octubre de 2001.

Así, a diciembre de 2001 el índice IC3 de colocaciones aumentó a 64,0% (57,9% en diciembre del año anterior) y el de depósitos a 70,8% (70,5% en diciembre del año anterior). El índice de Herfindahl de las colocaciones aumentó considerablemente en 17,8% y el de los depósitos lo hizo apenas en 2,0%.

La intermediación financiera volvió a mostrar una caída, al registrarse que los créditos bancarios como porcentaje del PBI pasaron de 21,9% en 2000 a 18,3% en 2001, mientras que los depósitos como porcentaje del PBI pasaron de 24,0% en 2000 a 22,8% en 2001.

2002:

A fines de periodo, el sistema bancario estuvo compuesto por 15 empresas, al igual que el año anterior. No se registró procesos de fusión o absorción. Cabe señalar que en julio de 2002 inició sus operaciones Agrobanco, institución que se encargaría de otorgar recursos y prestar servicios financieros al sector agropecuario. Otro hecho importante es la autorización del ingreso al mercado de Lima Metropolitana de las cajas municipales de ahorro y crédito.

Así, a diciembre de 2002 el índice IC3 de colocaciones disminuyó a 62,9% (64,0% en diciembre del año anterior), mientras que el de depósitos aumentó a 71,0% (70,8% en diciembre del año anterior). Por otro lado, el índice de Herfindahl de las colocaciones disminuyó en 1,2%, mientras que el de depósitos, al igual que el IC3, aumentó en 4,2%.

El crecimiento del sistema bancario mostró una caída por el lado de los créditos, al observarse que los créditos bancarios como porcentaje del PBI pasaron de 18,3% en 2001 a 17,1% en 2002, mientras que por el lado de los depósitos como porcentaje del PBI se mantuvo en 23,3%.

2003:

El Banco de Crédito del Perú adquirió en febrero el 100% de las acciones del Banco Santander Central Hispano mediante el proceso de fusión por absorción, quedando de esta manera 14 bancos. Así, a diciembre de 2003 el índice IC3 de colocaciones aumentó a 66,3% (62,9% en diciembre del año anterior) y el de depósitos a 75,0% (71,0% en diciembre del año anterior). Por otro lado, el índice de Herfindahl de las colocaciones aumentó en 13,6%, mientras que el de depósitos en 11,1%.

La intermediación financiera volvió a mostrar una caída, al registrarse que los créditos bancarios como porcentaje del PBI pasaron de 17,1% en 2002 a 15,9% en 2003, mientras que los depósitos como porcentaje del PBI pasaron de 23,3% en 2002 a 21,9% en 2003.



2004:

Hasta el segundo trimestre de 2004 el sistema bancario está compuesto por 14 bancos, los mismos que se han mantenido desde fines de 2003.



ANEXO 3: Sobre el cambio del Plan de Cuentas al Manual Contable a partir de 2001.

Nota Aclaratoria sobre las Series Históricas de los Estados Financieros. Tomado de la página de la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS) (<http://www.sbs.gob.pe>).

La entrada en vigencia en enero de 2001 del Manual de Contabilidad, que reemplazó al Plan de Cuentas que estuvo vigente desde 1993, introdujo una serie de modificaciones en la definición y tratamiento de diversas cuentas contables. Dichos cambios hacen no comparables algunas cifras publicadas hasta diciembre de 2000 con las publicadas a partir de 2001, como por ejemplo el activo y pasivo de las empresas del sistema financiero. Con el Manual de Contabilidad se han eliminado las cuentas cambio y conversiones del activo y pasivo, respectivamente, y se han dejado de considerar los ingresos en suspenso y su contrapartida dentro de la hoja de balance.

Dado esto, la SBS ha elaborado una metodología para construir series homogéneas, la misma que ha sido validada por todas las instituciones, con la finalidad de tener series homogéneas.

Entre las modificaciones realizadas para construir las series históricas de las principales cuentas del Balance General se encuentran las siguientes:

- Se ha restado la cuenta conversiones de otros activos y otros pasivos de las empresas.
- Se han restado las cuentas intereses y comisiones en suspenso, que corresponden a créditos que presentan problemas de pago, de otros activos y otros pasivos de las empresas.
- Las inversiones se presentan netas, además de provisiones, de ingresos por compraventa de valores no devengados, los que estaban incluidos anteriormente dentro de otros pasivos.
- Los créditos se presentan netos, además de provisiones, de los intereses y comisiones por créditos no devengados, los que estaban incluidos anteriormente dentro de otros pasivos.
- Los créditos refinanciados y reestructurados no están siendo incluidos dentro de los créditos vigentes.
- Se han desagregado las cuentas por cobrar y los rendimientos devengados, que antes se incluían dentro de otros activos.
- Se han desagregado las cuentas por pagar, que se encontraban dentro de otros pasivos.
- Se han separado los adeudos de las obligaciones financieras en circulación.
- Se han desagregado los gastos devengados, que antes se incluían dentro de provisiones del pasivo.
- Se ha redefinido el concepto de provisiones que se encuentra en el pasivo, de manera que ahora sólo considera las provisiones por contingentes; las demás cuentas que estaban incluidas han sido trasladadas a otros pasivos.

Por otro lado, entre las modificaciones realizadas para construir las series históricas de las principales cuentas del Estado de Ganancias y Pérdidas se encuentran las siguientes:



- Se han separado los gastos por servicios financieros, que antes se incluían básicamente dentro de gastos generales.
- Se ha incorporado el concepto de margen financiero neto, como resultado de restar al resultado financiero las provisiones por créditos y por inversiones.
- Se ha sumado a las provisiones por créditos y por inversiones los gastos por provisiones no constituidas de ejercicios anteriores y se les ha restado los ingresos por reversión de provisiones de ejercicios anteriores. Estas cuentas se presentaban antes en otros ingresos y otros gastos.
- Se ha incorporado el concepto de margen operacional, el que agrega al margen financiero neto los ingresos por servicios financieros restados de los gastos por servicios financieros.



Efectos del salario mínimo en el mercado laboral peruano

Nikita Céspedes*

ncespedes@bcrp.gob.pe

1 Introducción

El trabajo tiene por finalidad estudiar la relación del salario mínimo (SM) con las principales variables del mercado laboral peruano (empleo y remuneraciones), evaluación que incluye el estudio de los efectos distributivos de la política de fijación del salario mínimo en el Perú.

El Salario Mínimo en el Perú, como término utilizado a nivel internacional por la Organización Internacional del Trabajo (OIT), tiene la denominación de Remuneración Mínima Vital (RMV). La RMV es la remuneración mínima mensual que debe percibir un trabajador por una jornada de ocho horas de trabajo, toma un valor único para todo el país y, según la Constitución del año 1993, la fija el Estado con participación de los trabajadores y empleadores.

La literatura que estudia el rol del salario mínimo en el mercado laboral en términos teóricos sugiere que la relación entre el salario mínimo y el empleo es heterogéneo y depende del paradigma en consideración. Las predicciones teóricas del Modelo Competitivo del Mercado Laboral, por ejemplo, sugieren la existencia de una relación negativa entre el salario mínimo y el empleo; por otro lado, las predicciones teóricas, tanto de la Teoría del Mercado Laboral Monopsónico como de la de la Teoría de los Salarios de Eficiencia, sugieren que podría existir una relación positiva entre el salario mínimo y el empleo (Ghellab, Y. 1998).

En el ámbito empírico, y desde una perspectiva de mercado, la fijación del salario mínimo puede introducir distorsiones en el mercado de trabajo si su valor excede la remuneración de equilibrio del mercado, como lo sugiere el enfoque neoclásico del mercado laboral. Este mismo enfoque sugiere que si la remuneración mínima toma valores menores al valor de la remuneración de equilibrio del mercado, entonces este mercado estaría exento de distorsiones provenientes de la política de

* Economista que labora en el Departamento de Estudios del Sector Social del Banco Central de Reserva del Perú. El autor agradece los valiosos comentarios y sugerencias de Judith Guabloche, Juan Chacaltana y Gustavo Yamada. Asimismo, en el documento se incluyen los comentarios y sugerencias de los participantes de la Primera Conferencia de Economía Laboral (Noviembre de 2004) y del XXII Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú (Enero de 2005). Por supuesto, las opiniones vertidas en este documento y los errores aún subsistentes son de exclusiva responsabilidad del autor.



remuneraciones mínimas. Al juntar estas dos posiciones en estudios empíricos, lo comúnmente observado es que la política de fijación de la remuneración mínima tiene efectos diversos sobre las variables claves del mercado laboral: el empleo, el desempleo y las remuneraciones (BID, 2003).

Se encuentra, asimismo, efectos del salario mínimo sobre variables que comúnmente se estudian fuera del contexto del mercado laboral. Se registran, por ejemplo, efectos de la política de fijación de salarios mínimos sobre la distribución del ingreso, la pobreza y sobre la informalidad laboral (OIT, 1997). Pudiendo registrarse un “*trade-off*” entre la pérdida potencial de empleos ocasionado por valores altos del salario mínimo con las ganancias de ingresos, o con mejoras en la distribución del ingreso, de trabajadores que perciben remuneraciones cerca al valor del salario mínimo. Consistente con estas evidencias, la diversidad de resultados que se reportan según regiones y según los indicadores utilizados, al evaluar los efectos del salario mínimo sobre el mercado laboral y sobre otros ámbitos de la economía (BID, 2003; OIT, 1997, etc.), sugieren que los estudios de caso por caso darían una mejor orientación sobre los efectos de la política de salarios mínimos.

En el caso de los efectos de la política de fijación del salario mínimo en el Perú, la literatura publicada se restringe a tres estudios: Garavito (1993), Yamada y Bazán (1994) y Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo (2003). En el primer estudio, Garavito evalúa el impacto de la RMV sobre el empleo moderno de Lima Metropolitana en el periodo 1986–1992 en un contexto Neo Keynesiano, encontrando una relación positiva y significativa entre el empleo y la RMV en este periodo. En Yamada y Bazán se estudia la causalidad de la RMV sobre las remuneraciones y sobre el empleo del sector formal de la economía utilizando datos de series de tiempo que cubren el periodo 1970 a 1993. Se encuentra que entre 1971-1985 la RMV habría sido un referente en la determinación de los salarios, al encontrarse causalidad de la RMV hacia los salarios. Por otro lado, en el periodo 1985-1993 el estudio encuentra que no existe un grado de exogeneidad entre la RMV y las remuneraciones según las pruebas de causalidad de Granger.

En este ámbito empírico descrito, el estudio del rol del salario mínimo en el Perú se justifica, además, por las transformaciones que habría sufrido el mercado laboral y la economía peruana durante la última década. Así por ejemplo, las reformas laborales implementadas a partir de 1993, las que tuvieron como principal resultado y/o característica la flexibilización en la contratación de la fuerza laboral al introducir modalidades de despido y contratación basados en las condiciones del mercado, habrían configurado un escenario en el cual la asignación de recursos está determinada principalmente por el mercado (Saavedra 1998).

Los resultados de la presente investigación permiten sugerir que existe una relación negativa entre el empleo formal y la RMV, es decir, un incremento del RMV es costoso en términos de empleos formales. Asimismo, se encuentra que la probabilidad de mantenerse ocupado en un contexto de incremento de la RMV es menor entre los trabajadores jóvenes que perciben ingresos cercanos al valor de la RMV. Otro resultado que resalta del estudio es el efecto distributivo del incremento de la RMV a favor de los trabajadores de bajos ingresos; existiendo, asimismo, evidencias que sustentan la hipótesis de que la RMV sería un referente en la determinación de los salarios en el mercado laboral peruano.



El documento se desarrolla bajo el siguiente esquema que consta de cinco secciones: En la segunda sección se presenta el marco de estudio del proyecto. En la tercera sección se amplía la discusión de la RMV sobre los estudios existentes en el Perú y se discute las principales características de la RMV en el Perú. En la cuarta sección se evalúa, basándose en diversas metodologías (modelos), el impacto de la RMV sobre el empleo y sobre las remuneraciones e ingresos. La última sección se dedica a las conclusiones del estudio.

2 Marco de estudio

El estudio tiene un objetivo específico: se pretende estimar la importancia del salario mínimo sobre el empleo y las remuneraciones para el periodo comprendido entre 1993 y 2003. Evidentemente, elegir un marco de análisis sobre el cual desarrollar el estudio es una tarea por demás difícil de seguir dado el objeto de estudio y la diversidad de teorías que se dedican al estudio del mercado laboral.

La mayor dificultad se encuentra en el hecho de que el mercado laboral ha sido un tema de debate de las diversas escuelas de pensamiento (Solimano, 1985, Meller, 1982)¹, y las relaciones teóricas (entre remuneraciones, empleo y producción, por ejemplo) que se desprenden de cada una de estas escuelas de pensamiento económico no siempre son consistentes entre si mismas, dificultando, por lo tanto, la implementación de documentos empíricos basados en estos marcos de estudio.

Se utiliza el enfoque de Saavedra (1998), quien considera que las reformas laborales implementadas en el Perú desde en año 1993, las que tuvieron como principal resultado y/o característica la flexibilización en la contratación de la fuerza laboral al introducir modalidades de despido y contratación basados en las condiciones del mercado, han configurado un escenario donde la asignación de recursos está determinada principalmente por el mercado.

En este contexto las empresas se enfrentan mayormente al tradicional problema de maximización de beneficios, procedimiento que seguimos para estimar la demanda derivada de trabajo similar al procedimiento seguido en Saavedra y Maruyama (2000) y Saavedra y Torero (2000), quienes analizan la demanda de trabajo sectorial del caso peruano. En los estudios indicados, la función de demanda de trabajo resulta de un proceso de maximización de beneficios sujeto a las restricciones impuestas en el proceso productivo, en símbolos:

$$\pi = F(K, L) - wL - rK$$

Donde K representa el nivel de capital, L es el trabajo, F(.) representa la función de producción, r y w representan a la remuneración de los factores capital y trabajo, respectivamente. Luego del proceso de maximización de beneficios por parte de las empresas se obtiene la demanda derivada de trabajo (L^d), en términos de la producción y las remuneraciones (Saavedra y Torero 2000).

$$L^d = L(y, w, \dots)$$

¹ Neoclásico, Keynesiano (Neo), Marxista, De Segmentación, etc.



En este contexto, la demanda de trabajo tiene una pendiente negativa respecto a los salarios y una pendiente positiva respecto a la producción. Es precisamente este resultado el encontrado por Saavedra y Maruyama (2000) y Saavedra y Torero (2000) para el caso peruano en empresas formales. Se tiene pues que la demanda de mano de obra de las empresas es una función decreciente de los salarios, y la fijación del salario mínimo por encima del punto de equilibrio (punto donde las curvas de oferta y demanda de mano de obra se cortan) tendría costos en términos de pérdida de empleos.

Un punto adicional que debemos introducir al marco anteriormente descrito, y que es de relevancia para el objetivo del presente estudio, está relacionado con los supuestos detrás de la oferta de trabajo. Durante los años recientes, la oferta de trabajo en el Perú tiene un componente demográfico importante que se habría expresado en una mayor participación laboral², lo cual se manifestaría, en el contexto competitivo que estamos considerando, en un equilibrio con precios (salarios) bajos por presión de oferta y/o por abundancia de mano de obra.

En términos del presente estudio y considerando el salario promedio de equilibrio en el Perú, se tendía que la RMV ha estado ubicada por debajo del equilibrio de mercado (en el mercado formal), considerando los sueldos y salarios promedio en empresas de 10 y más trabajadores del área urbana y de Lima Metropolitana³. Teniéndose, además, que en términos relativos y durante la década de los noventas, la RMV como proporción del salario promedio habría mostrado una tendencia creciente como se muestra en el Gráfico 2. El resultado final de estas regularidades a modo de hipótesis de trabajo es que, al configurarse un escenario donde la mano de obra es abundante y, simultáneamente, al reportarse una tendencia creciente en la RMV, incluso superior a la de la remuneración promedio de equilibrio, la política de fijación de la RMV habría afectado las remuneraciones y el empleo del mercado laboral peruano. En este estudio se pretende documentar ésta hipótesis.

3 El salario mínimo en el Perú

3.1 Cobertura en el ámbito nacional

El salario mínimo en el Perú, como término utilizado por la Organización Internacional del Trabajo a nivel internacional, tiene la denominación de Remuneración Mínima Vital (RMV). La RMV es la remuneración mínima mensual que debe percibir un trabajador de la actividad privada por una jornada de ocho horas de trabajo, toma un valor único para todo el país y para todas las actividades desarrolladas en el marco de la actividad privada; asimismo, según la Constitución del año 1993, la RMV la determina el Estado con participación de los trabajadores y empleadores⁴.

² Durante los años finales de la década de los noventas, el mercado laboral está marcado por la presión de factores estructurales (MTPE 1998, Céspedes, 2002), entre las que se indican: tendencias demográficas (“*baby boom*” de los setentas) y tendencias crecientes de la tasa de participación (Saavedra, 1998; MTPE, 1997).

³ En términos relativos, el valor de la RMV en el 2003 fue 49,3 por ciento de los salarios y 19,5 por ciento del promedio de los sueldos de ejecutivos y empleados.

⁴ En la Práctica el valor de la RMV se ha venido estableciendo discrecionalmente por parte del Estado.



Existe, asimismo, un conjunto de variables ligadas al concepto de la RMV que hacen que su importancia y/o cobertura real sea mayor a la que se podría entender en una primera inspección del término. Existen variables que están ligadas directamente al concepto de RMV y otras variables que están relacionadas indirectamente con el valor de la RMV. En el primer caso, la indexación sería directa y en el segundo caso existiría una indexación indirecta debido a que el valor de la RMV sería un valor referencial. La indexación directa se encuentra en la RMV de los trabajadores del régimen laboral de la actividad privada, y entre aquellos trabajadores que pertenecen a los denominados regímenes laborales especiales que se encuentran en la legislación laboral peruana, entre los cuales podemos citar: el de los trabajadores del hogar, de las Pymes, de los trabajadores mineros, de los trabajadores agrícolas, entre otros. Otro concepto que está indexado con la RMV es la asignación familiar que reciben los trabajadores mensualmente como proporción de la RMV vigente (10% de la RMV mensual).

Cuadro 1

EFFECTOS DIRECTOS DE RMV

Sectores	Salario Mínimo
Regimen privado	RMV = S/. 460
Asignación Familiar	10% de RMV
Trabajadores Mineros	5% superior a RMV (S/. 575)
Trabajadores Agrícolas	Jornal diario (min) = RMV/26
Pymes	RMV
Trabajadores del hogar	RMV

En el caso de la indexación indirecta, el valor de RMV funciona como referente, existiendo un efecto irradiación sobre el valor de la variable en cuestión⁵. El caso de la pensión mínima en el sistema de pensiones, cuyo valor es cercano al valor de la RMV, sería un ejemplo de este caso. Se tiene, asimismo, las remuneraciones de los beneficiarios de los programas de capacitación laboral juvenil y en los programas de empleo temporal a cargo del Estado (Programa a Trabajar), que se fijan tomando como referencia el valor de la RMV.

Las consideraciones anteriores permiten sugerir que el número de personas potencialmente beneficiarias de la política de fijación de la RMV es muy difícil de estimar. Sin embargo, utilizando la Encuesta Nacional de Hogares del 2002 (ENAH0 2002) se puede estimar un número aproximado que permite tener una referencia de la potencial cobertura de la ley de salarios mínimos en el Perú. Al considerar a los trabajadores asalariados del sector privado, a los trabajadores del sector público bajo régimen laboral del sector privado, conjuntamente con los trabajadores del hogar, se estima que el número total de personas que cubriría la ley de RMV en el ámbito nacional sería como mínimo 4,97 millones de personas, cifra que representa el 40% de la población ocupada del país.

⁵ Antes de 1990 el Salario Mínimo tenía una importancia mayor a la actual RMV como referente en la determinación de los salarios. El caso de la bonificación especial por costo de vida, creado en 1983, la cual pretendía mantener el poder de compra del Salario Mínimo mediante sucesivos aumentos, es un ejemplo de la importancia que tenía la política de fijación de salarios mínimos en la determinación de las remuneraciones.



Cuadro 2
OCUPADOS TOTAL PAÍS: 2002 IV

	Ocupados	
	En miles	En %
Independientes	5 071	41,6
Asalariados	4 552	37,3
Administración Pública: I	<u>850</u>	<u>7,0</u>
Empresa Pública: II	<u>145</u>	<u>1,2</u>
Privado: III	<u>3 551</u>	<u>29,1</u>
Otro	6	0,0
Trabajador Familiar No Remunerado	2 119	17,4
Trabajador del Hogar: IV	<u>423</u>	<u>3,5</u>
Otro	25	0,2
Total Ocupados	12 190	100,0
Trabajadores afectos a ley RMV	4 969	40,8

Fuente: INEI. Encuesta Nacional de Hogares 2002 IV.

3.2 Cumplimiento de la RMV

El grado de cumplimiento de la legislación sobre salarios mínimos es un punto muy importante al momento de evaluar la eficiencia de esta política. El cumplimiento de la ley sobre la RMV dependerá de diversos factores de difícil evaluación y seguimiento, entre los que se señalan: el equilibrio que se habría alcanzado en el mercado laboral en cuestión, el grado de supervisión laboral, la informalidad laboral, etc.

Para evaluar el cumplimiento de la RMV se debe estimar el número de personas ocupadas que perciben remuneraciones inferiores al valor de la RMV como proporción del número potencial de beneficiarias de la ley, indicador que se denomina *tasa de no cumplimiento del salario mínimo* (BID, 2003). Según las publicaciones disponibles, existen valores referenciales de este indicador que permiten caracterizar el cumplimiento de la ley sobre salarios mínimos en el Perú. Así por ejemplo, en base a la Encuesta Nacional de Sueldos y Salarios de setiembre de 2001 del MTPE que estudia el empleo formal del país, el 3,2% de empleados que laboran en empresas de 10 a más trabajadores perciben remuneraciones menores a la RMV, en el caso de los obreros que laboran en este tipo de empresas, este porcentaje es 7,1%. Considerando a toda la población asalariada, que incluye al empleo formal e informal, el grado de cumplimiento es menor; así por ejemplo, según la Encuesta Nacional de Hogares del tercer trimestre de 2001, el 30,1% de asalariados perciben ingresos menores a la RMV (MTPE, 2003).

Como complemento a las cifras mostradas, un estudio del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) ha publicado indicadores de cumplimiento de la ley de salarios mínimos para la región latinoamericana. En términos regionales, la tasa de no cumplimiento del salario mínimo en el Perú es



relativamente elevada según lo reportado por el estudio del BID (BID, 2003). Al considerar sólo a aquellos trabajadores que estarían afectados al cumplimiento de las regulaciones del salario mínimo en el Perú del año 2002, se tiene que la proporción de trabajadores para los que no se cumpliría la regulación sobre salarios mínimos sería del orden del 42,9 por ciento. Este porcentaje representa a los trabajadores que tienen entre 25 y 40 años de edad y que trabajan más de 40 horas a la semana, y fue estimado en base a la Encuesta Nacional de Hogares del año 2002 (ENAHO 2002 IV).

No existen estudios publicados sobre los factores que explicarían la alta tasa de no-cumplimiento del salario mínimo en el Perú, deficiencia que debería ser atendida en el futuro mediante estudios que aborden el tema. Se puede plantear, sin embargo, a modo de hipótesis que este indicador podría estar relacionado con aspectos tales como: la alta informalidad laboral que existe en el Perú, las prácticas de supervisión laboral por parte de las entidades del Estado, las prácticas empresariales de fijación de remuneraciones, etc. Estos elementos podrían tener relación con lo reportado por el BID respecto a la alta incidencia de la tasa de no-cumplimiento en áreas rurales, en empresas en las que trabajan cinco o menos trabajadores y entre aquellos trabajadores que tienen un bajo nivel de educación (primaria).

Cuadro 3

PERSONAS CON INGRESOS MENORES A LA RMV: 2002 (Tasa de no cumplimiento de la RMV)

	Porcentaje 1/
Total país	42,9
<u>Según área geográfica</u>	
Urbana	28,3
Rural	77,2
<u>Según categoría ocupacional</u>	
Asalariado	21,2
Independiente	57,8
Trabajador del Hogar, TFNR	81,9
<u>Según tamaño de empresa</u>	
Menos de 10 trabajadores	57,2
Más de 10 trabajadores	13,9

1/ Considera a trabajadores entre 25 y 40 años de edad que trabajan más de 40 horas a la semana.

Fuente: Elaboración propia en base a la Enaho 2002 IV.

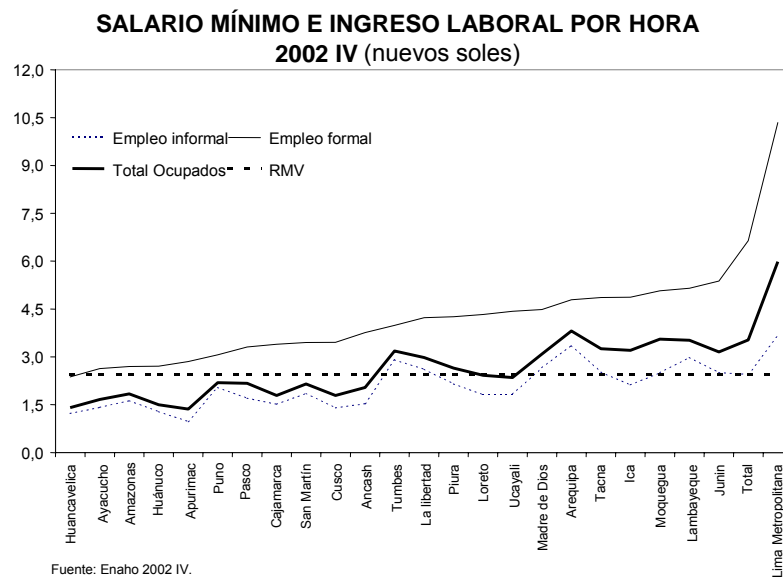
En forma complementaria, al desagregar el ingreso laboral promedio por regiones geográficas y expresarlo en términos de ingreso laboral por hora trabajada⁶ se reporta un indicador alternativo del cumplimiento de la RMV por regiones. Se encuentra que el ingreso laboral promedio por hora es inferior al valor de la RMV en 13 de las 24 regiones del país, siendo, asimismo, el ingreso promedio

⁶ En ingreso laboral por hora se incluye con la finalidad de tener un mejor estimador del ingreso que sea comparable con el valor de la RMV. Se controla la posibilidad de empleos a tiempo parcial (con menos de 40 horas a la semana) con remuneraciones proporcionales a la RMV. Cabe indicar que el resultado que se reporta en el Gráfico 1 es similar al que se estima considerando los ingresos mensuales sin controlar por horas trabajadas. Asimismo, el resultado es similar al considerar sólo a los trabajadores que laboran más de 40 horas a la semana.



cercano al valor de la RMV en la mayoría de regiones. Sólo en la región de Lima existe una clara superioridad del ingreso laboral promedio respecto al valor de la RMV. Sin embargo, controlando por formalidad laboral, y considerando como trabajadores formales a aquellos que tienen acceso a un seguro de salud, el ingreso laboral promedio de los trabajadores formales es superior al valor de la RMV en 23 de las 24 regiones y sólo en Huancavelica se reporta lo contrario⁷. En los sectores informales el ingreso promedio por hora es menor al valor de la RMV en casi todas las regiones del país, con la excepción de Lima Metropolitana en la que el ingreso promedio es claramente mayores al valor de la RMV.

Gráfico 1



3.3 Evolución de la RMV

La actual denominación de Remuneración Mínima Vital tiene vigencia desde agosto de 1990, anteriormente este término se denominaba Ingreso Mínimo Legal y anteriormente tuvo otras denominaciones⁸ que fueron cambiando en el tiempo según las interpretaciones que se dieron al concepto. Cabe señalar que en el análisis que se realiza en este estudio, se utilizará la última denominación vigente, es decir Remuneración Mínima Vital, indistintamente si este concepto tuvo otros nombres en periodos anteriores.

⁷ La heterogeneidad del ingreso laboral por regiones geográficas, así como las diferencias en la capacidad adquisitiva por regiones del valor único de la RMV a nivel nacional, permite considerar o introducir en el debate la actual política de fijación del salario mínimo que considera un valor único para el salario mínimo en todo el país. La consideración del salario mínimo distinto para los trabajadores del sector minería es el único caso en el cual la RMV toma un valor superior a la RMV de los otros sectores económicos. Al respecto, existen experiencias en las cuales el salario mínimo se fija considerando la capacidad adquisitiva y el nivel de desarrollo en cada una de las regiones, considerando además la heterogeneidad de los mercados laborales según actividades económicas.

⁸ La actual RMV tuvo distintas denominaciones durante las últimas cuatro décadas, siendo éstas: Salario Mínimo, entre agosto de 1962 y octubre de 1982; Unidad de Referencia, entre febrero de 1982 y Junio de 1984; Ingreso Mínimo, entre junio de 1984 y julio de 1985; Ingreso Mínimo Legal, entre agosto de 1985 y julio de 1990, y finalmente Remuneración Mínima Vital, desde agosto de 1990.



Gráfico 2

REMUNERACIÓN MÍNIMA VITAL, PERÚ (Nuevos Soles de 1994)



Lo primero que resalta del análisis histórico de la RMV en el Perú es que su valor, en términos reales, muestra una tendencia decreciente a partir de la década de los setentas, tendencia que empezó a revertirse sólo desde mediados de la década de los noventas. El valor máximo de la RMV se registró en 1974 (S/. 1 007, en nuevos soles de 1994), durante el gobierno militar del General Velasco, y el valor mínimo se registró en 1993 (S/. 90, en nuevos soles de 1994), durante el gobierno del Ingeniero Fujimori, periodo último que coincide con el inicio de las reformas estructurales implementadas en el mercado laboral peruano en la década de los noventas.

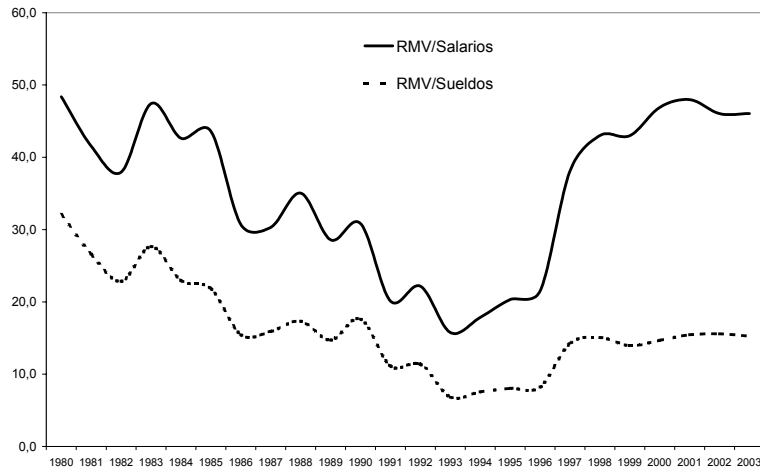
En términos de la tendencia mostrada por la RMV en términos reales a partir de la década de los ochentas, es posible distinguir hasta tres etapas: una primera etapa que abarca entre 1980 y 1990, periodo en el cual la RMV mostró una tendencia marcadamente decreciente en términos reales, y que coincidió con la etapa de alta inflación que atravesó la economía peruana. En el segundo periodo, que abarca entre 1990 y 1996, la RMV se mantuvo aproximadamente estable, o constante, en términos reales, finalmente, se tiene que en el periodo que se inicia en 1996 y abarca hasta donde se dispone de información, 2004, la RMV ha mostrado una tendencia a recuperar su valor en términos reales. Lo que resalta de esta última etapa es que la política de fijación de salarios mínimos implementada habría sido suficientemente fuerte como para marcar una tendencia creciente de la RMV en términos reales.

Un análisis más detallado sugiere que la tendencia creciente mostrada por la RMV durante los últimos años, conjuntamente con la tendencia mostrada por las remuneraciones del sector formal de la economía, ha configurado un escenario en el cual el coeficiente RMV/Remuneraciones ha mostrado una tendencia creciente, como se muestra en el Gráfico 3.



Gráfico 3

COEFICIENTE REMUNERACIÓN MÍNIMA / REMUNERACIONES
(En porcentajes)



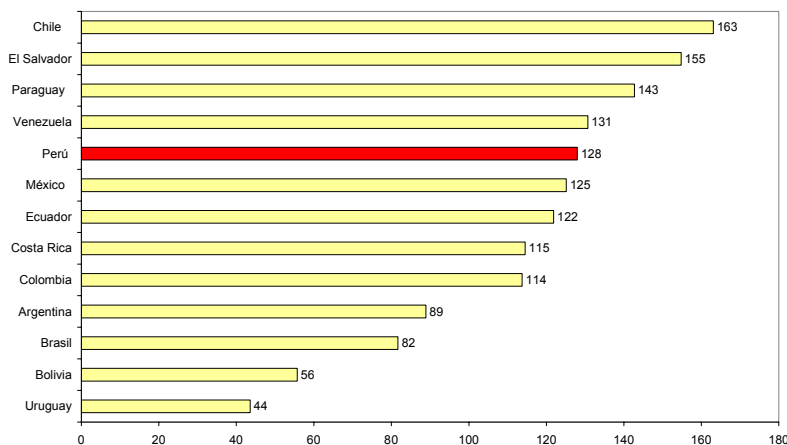
3.4 Salario mínimo en el Perú y en América Latina

Al comparar el salario mínimo entre los países de la región latinoamericana, el valor del salario mínimo en el Perú es relativamente elevado; evidencia que se encuentra tanto en términos absolutos, al comparar los valores monetarios expresados en dólares americanos de la remuneración mínima por países, como en términos relativos, al comparar el coeficiente RMV/ PBI por persona.

Se tiene por ejemplo, que el salario mínimo en el Perú para el año 2003 es de US\$ 128 (S/. 460). Al comparar esta cifra con sus similares de los países latinoamericanos, el salario mínimo en el Perú se ubica sobre el promedio de la región. La remuneración mínima más alta se reporta en Chile (US\$ 163), El Salvador (US\$ 155) y Paraguay (US\$ 143), mientras Uruguay (US\$ 44), Bolivia (US\$ 56) y Brasil (US\$ 82) muestran los menores salarios mínimos.

Gráfico 4

REMUNERACIÓN MÍNIMA SEGÚN PAÍSES, 2003 (US\$)



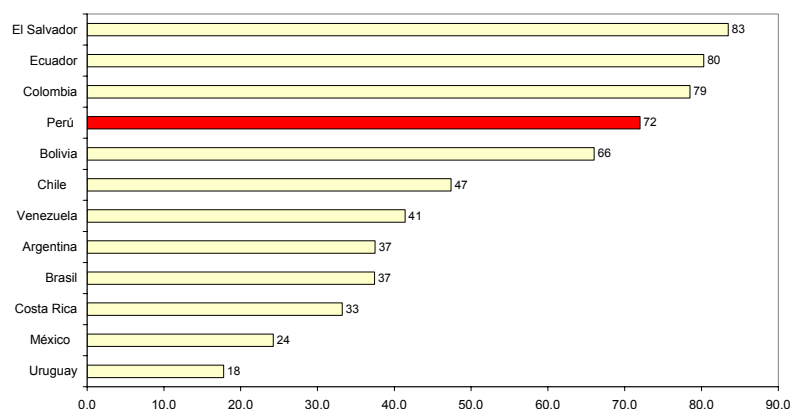
Fuente: Ministerio de Trabajo de países considerados y World Economic Outlook.



La comparación del salario mínimo en una moneda común sólo aísla el efecto de las distintas monedas, siendo la comparación anterior no del todo exacta debido a que los países considerados presentan distintos niveles de desarrollo económico. Al expresar el salario mínimo como porcentaje de producción por habitante en cada uno de los países se aísla el efecto anteriormente señalado. Con este indicador relativo, se muestra que el valor de la RM en el Perú se ubica entre las 4 más altas de la región.

Gráfico 5

**COEFICIENTE SALARIO MÍNIMO/PBI PERCÁPITA MENSUAL
(Porcentaje)**



Fuente: Ministerio de Trabajo de países considerados y World Economic Outlook.
El PBI del año 2002 se calcula como el PBI nominal entre el tipo de cambio (US\$) y la población.

En términos regionales, los incrementos de la remuneración mínima tuvieron efectos sobre el empleo, los ingresos, y mediante esta vía sobre la competitividad de los países (BID 2003). Las evidencias que se extraen de los estudios regionales es que, en los casos evaluados en la región latinoamericana, Chile, Colombia y Brasil, el incremento del salario mínimo ha tenido efectos no deseados sobre el mercado laboral, al inducir reducciones del empleo e incrementos en el desempleo, especialmente entre aquellos trabajadores cuyas remuneraciones se ubican alrededor del salario mínimo (BID 2003).

Asimismo, se sugiere que niveles altos de los salarios mínimos podrían afectar la competitividad de los países; de este modo, altos incrementos del salario mínimo podrían incrementar los costos de las empresas, especialmente de aquellas cuya producción está destinada al comercio internacional, afectando, en última instancia, la competitividad de éstas. Sin embargo, esta última afirmación deberá corregirse por las potenciales ganancias de productividad de los trabajadores mejor remunerados ante el incremento de los salarios mínimos.

En el caso del Perú, las comparaciones de los salarios mínimos a nivel regional permite sugerir que el valor del salario mínimo en el Perú se ubica sobre el promedio de la región; adicionalmente, se muestra que la mayor proporción de trabajadores percibe remuneraciones en la vecindad del salario mínimo (como se mostrará posteriormente), evidencias que permitirían sugerir que incrementos adicionales del salario mínimo podrían afectar negativamente sobre la competitividad del país. Sin embargo, esta última hipótesis requiere una cuidadosa evaluación antes de ser concluyente, evaluación que queda fuera del alcance de este estudio.



4 Efectos económicos de la remuneración mínima vital en el Perú

El salario mínimo representa, como se mencionó anteriormente, la remuneración mínima que debe percibir un trabajador, de tal manera que le permita satisfacer estándares mínimos de consumo. La importancia del salario mínimo, como mecanismo en contra de algunas prácticas empresariales que remuneran a sus trabajadores con pagos que no permiten cubrir niveles mínimos de subsistencia, es un tema de consenso. Sin embargo, la utilidad práctica del salario mínimo como precio mínimo del empleo en el mercado laboral tiene implicancias sobre las variables que se determinan en este mercado: empleo y remuneraciones.

La revisión bibliográfica sobre el salario mínimo en el Perú (Sección I) permite sugerir que existen pocos estudios actuales respecto a la relación de la RMV con las principales variables del mercado laboral. En este contexto, el estudio de la RMV se torna más importante aún por las características (flexibilización laboral) del mercado laboral peruano en años recientes, las que habrían cambiado sustancialmente a partir de las reformas estructurales implementadas desde 1993. Es importante señalar, que la carencia de estudios recientes sobre el salario mínimo en el Perú se justifica por la ausencia de estadísticas adecuadas para este fin. Afortunadamente, para el objetivo de este estudio, recientemente se han recolectado un conjunto de estadísticas periódicas que se ajustan al tipo de información necesaria para evaluar el impacto de la RMV sobre el mercado laboral. Entre estas fuentes de información se tiene la Encuesta Permanente de Empleo (EPE) del INEI en el ámbito de personas en Lima Metropolitana, con un diseño panel que permite evaluar la situación laboral de las personas antes y después de haberse registrado modificaciones legales a la RMV.

4.1 Efectos sobre el empleo

En esta sección se evalúa la relación de la RMV con el empleo utilizando dos enfoques complementarios. El primero consiste en un análisis a través del tiempo en el cual se implementa un modelo que relaciona el empleo con la RMV, los salarios y la producción de equilibrio en un contexto de datos panel por sectores económicos. Esta estructura permitirá estimar la elasticidad Empleo-RMV para el periodo 1997-2003. En el segundo enfoque se hace un estudio puntual sobre la probabilidad de estar ocupado luego del incremento de la RMV registrado en setiembre de 2003, en este último enfoque se estima la probabilidad de mantenerse ocupado durante el periodo de incremento de la RMV controlando por rangos de ingreso de los trabajadores y por rangos de edad, concentrándonos en los trabajadores jóvenes con edades entre 14 y 24 años de edad quienes serían los potencialmente más afectados por la política de fijación del salario mínimo.

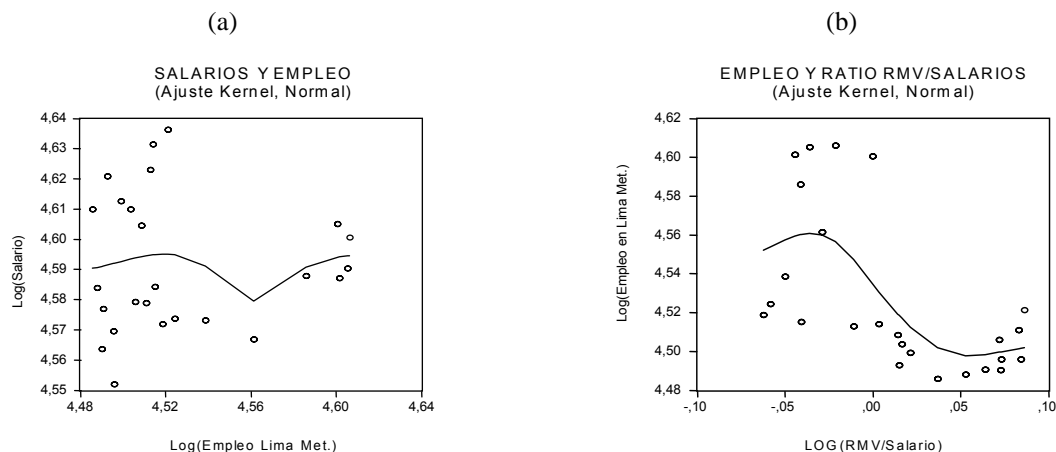
4.1.1 Enfoque de la ecuación de empleo en datos panel

Para estimar la sensibilidad de la RMV sobre el empleo se utiliza un modelo que relaciona el empleo con las remuneraciones, la RMV, la producción en un contexto de datos panel. Este procedimiento ha sido aplicado en diversos estudios (Neumark y Wascher, 1991, Neumark y Wascher 1999, Currie y Fallick, 1993, etc.), en los cuales se interpreta a la ecuación estimada como una función de demanda

de trabajo. Los coeficientes resultantes en estos estudios, calculados en el proceso de estimación, se interpretan como las elasticidades de la demanda de trabajo respecto a las variables explicativas consideradas en la ecuación. Este mismo procedimiento ha sido implementado en el caso peruano por Saavedra y Torero (2000) quienes estudian la sensibilidad de la demanda de trabajo respecto a la regulación laboral.

En esta sección se estima una ecuación que relaciona el empleo con las remuneraciones. La ecuación de empleo es una relación entre el empleo y los salarios de equilibrio, controlando por otras variables de forma similar a la ecuación de empleo descrita en la Sección 2. Antes de describir la ecuación del empleo se hace una revisión de la relación entre estos indicadores. Las estadísticas de empleo y remuneraciones para el área de Lima Metropolitana sugieren que el empleo y los salarios de equilibrio en empresas formales no reportan una relación clara a nivel agregado, como se indica en el Gráfico 6(a) que muestra la relación indicada estimada mediante una regresión por el método de Kernel. Al utilizar el coeficiente RMV/Salarios como indicador relativo del salario mínimo se encuentra una relación negativa entre el empleo de equilibrio y el indicador relativo de la RMV, como se indica en el Gráfico 6(b).

Gráfico 6
RELACIÓN EMPLEO Y REMUNERACIONES



La variable endógena del modelo es el empleo en empresas de 10 y más trabajadores de Lima Metropolitana, las variables explicativas son las remuneraciones, la producción nacional y la RMV. El modelo se implementa en un contexto de datos panel por sectores económicos con la intención de controlar mejor la heterogeneidad entre sectores económicos. Formalmente, el modelo resumido que resulta de la interacción de la demanda derivada de trabajo y de la oferta de trabajo con las características descritas en la Sección II tiene la siguiente especificación:

$$l_{it} = \alpha l_{it-1} + \beta x_{it} + \mu_i + v_{it}$$



l_{it} es el logaritmo del índice de empleo en el sector i , x_{it} representa al conjunto de variables explicativas entre las que se señalan la remuneración mínima vital, la producción y las remuneraciones en cada uno de los sectores económicos. Las variables se expresan en términos reales y el modelo se estima en logaritmos, procedimiento que nos permite estimar directamente las elasticidades Empleo-RMV. Asimismo, con el objetivo de evitar los problemas de estimación relacionados por la presencia de factores fijos, factores aleatorios y/o la influencia de componentes no observables a nivel de individuos (sectores económicos), se hace uso del método de estimación de modelos dinámicos en datos panel desarrollado por Arellano y Bond (Arellano y Bond 1991). Este método consiste en la estimación de modelos en datos panel considerando rezagos de la variable independiente, con la finalidad de aislar componentes autoregresivos a lo largo del tiempo, y, al mismo tiempo, introduciendo diferencias de las variables (dependientes y explicativas) con la finalidad de aislar componentes no observables entre individuos (Arellano y Bond, 1991). El modelo dinámico en datos panel tiene la siguiente estructura:

$$l_{it} - l_{it-1} = \alpha(l_{it-1} - l_{it-2}) + \beta(x_{it} - x_{it-1}) + v_{it} - v_{it-1}$$

Al estimar el modelo anterior utilizando el ratio RMV/Remuneraciones como indicador relativo de la remuneración mínima, y controlando por la producción sectorial, se encuentra que la RMV estaría negativamente relacionada con el empleo formal de Lima Metropolitana, aunque el nivel de significancia estadística sólo alcanza al 83 por ciento⁹, es interesante resaltar el signo negativo de esta relación en lugar de su valor como se reporta en el Gráfico 6(b). Se debe resaltar, asimismo, que la elasticidad empleo-producto resultó significativa, evidencia similar a la reportada por Saavedra y Maruyama (2000) y Saavedra y Torero (2000). Resulta interesante, asimismo, comparar el coeficiente entre las elasticidades empleo-PBI y empleo/RMV, factor que permitiría comparar la capacidad de generación de empleo de la economía respecto a la capacidad de destrucción de empleos ante incrementos de la RMV. Este coeficiente, en términos absolutos, se estima en aproximadamente 20 por ciento¹⁰, es decir, la capacidad potencial de generación de empleos de la economía es aproximadamente 5 veces la capacidad de destrucción de empleos de la RMV.

⁹ Para que las conclusiones sean robustas en términos estadísticos se requiere, entre otras consideraciones, que el nivel de significancia estadística sea mayor a 90 por ciento.

¹⁰ (-0,0151/0,0575) para el Modelo I.



Cuadro 4

PARÁMETROS ESTIMADOS DE LA ECUACIÓN DE EMPLEO (Variable dependiente: ΔL . Período: 1997 I - 2003 IV)

Variables explicativas		Modelo I	Modelo II	Modelo III
		(Sueldos)	(Salarios)	(Remuneraciones)
Empleo	ΔL_{t-1}	0,7750 ** (13,5)	0,7745 ** (16,0)	0,7728 ** (13,6)
Producto	Δy_t	0,0575 ** (2,2)	0,0577 ** (2,1)	0,0560 ** (2,1)
RMV/Sueldos	$\Delta(rmv/su)_t$	-0,0151 1/ (-1,5)		
RMV/Salarios	$\Delta(rmv/sa)_t$		-0,0127 2/ (-0,5)	
RMV/Remuneraciones	$\Delta(rmv/re)_t$			-0,0201 3/ (-1,4)
Empleo (t-4)	ΔL_{t-4}	-0,0159 ** (-7,5)	-0,0155 ** (-4,6)	-0,0187 ** (-4,9)
N observaciones		122	122	122
Prueba Wald de significancia global (p-value)		0,00	0,00	0,00
Prueba de correlación de primer orden (p-value)		0,10	0,10	0,10
Prueba de correlación de segundo orden (p-value)		0,25	0,25	0,24

Nota: Estimación de modelos panel-dinámico de Arellano-Bond.

Niveles de significancia: *: $p \leq 0,1$; **: $p \leq 0,05$.

1/ Significativo al 88%.

2/ Significativo al 45%.

3/ Significativo al 84%.

La elasticidad empleo-RMV con signo negativo en el contexto actual se podría explicar por la cercanía de la RMV con los salarios de equilibrio del mercado, evidencia que se sustenta en la tendencia creciente mostrada por el coeficiente RMV/Remuneraciones durante la década de los noventa e inicios de la presente década.

La cercanía del valor de la RMV al salario promedio de equilibrio se podría explicar, complementariamente, por un enfoque de oferta de trabajo. En el contexto actual del mercado laboral peruano, en el cual se registra una alta oferta de mano de obra (sobre oferta) fruto de las altas tasas de crecimiento de la población en décadas anteriores (MTPE 1998), existiría una presión a que el salario de equilibrio sea bajo, y cercano a la RMV, comparado con los salarios de equilibrio de décadas anteriores.

Los estimados anteriores de la medida del impacto de la RMV sobre el empleo pueden ser utilizados para cuantificar el número de empleos que se perderían si el Estado decide incrementar la RMV en un determinado porcentaje. Considerando un incremento de la RMV de 10 por ciento, de S/. 460 a S/. 506, y suponiendo que no se registran ganancias (y/o pérdidas) de empleo por incrementos de la producción, se registraría una pérdida de 9,2 mil empleos formales en Lima Metropolitana. El impacto sería de 4,6 mil empleos si el incremento de la RMV es de 5 por ciento¹¹.

¹¹ La pérdida de empleos que se reporta como consecuencia del incremento de la RMV se restringe al sector formal de la economía. Sin embargo, no es posible estimar el efecto de la medida sobre el empleo total al existir posibles efectos sobre la informalidad laboral (transición del empleo formal hacia la informalidad) que podrían inducir una compensación de la pérdida de empleos formales en determinados grupos de trabajadores, especialmente entre los trabajadores potencialmente expuestos a la medida.



Cuadro 5
SIMULACIÓN DE EFECTOS DE RMV SOBRE EMPLEO

	Escenario de Incremento de RMV		
	3%	5%	10%
Supuestos:			
<i>PBI (var %)</i>	5,0	5,0	5,0
<i>Empleo (var %) 1/ 2/</i>	2,5	2,5	2,5
<i>RMV (var %)</i>	3,0	5,0	10,0
<i>Elasticidad empleo-RMV</i>	-0,13	-0,13	-0,13
Efectos en términos de empleo (en miles de personas)			
<i>Empleo generado por crec. PBI</i>	17,5	17,5	17,5
<i>Empleo perdido por crec. RMV</i>	-2,8	-4,6	-9,2
<i>Efecto de neto de RMV y PBI</i>	14,7	12,9	8,3

1/ Se supone una elasticidad empleo/pbi = 0,5. Valor considerado por:

MTPE (1998), "Hacia una interpretación del problema del empleo en el Perú", Boletín de Economía Laboral N°8;

Chacaltana (2003), "Notas sobre la situación del empleo actual". Chacaltana (2003), Revista Economía y Sociedad

N°48, CIES. Rendón y Barreto (1992), "La demanda laboral en la manufactura peruana", DT #1. ADEC-ATC

2/ Total de empleos formales en empresas de 10 y más trabajadores = 700 mil.

4.1.2 Enfoque de modelo de elección discreta

Siguiendo la sugerencia hecha en Maloney y Núñez (2002), quienes evalúan el impacto del incremento del salario mínimo en Colombia, en este estudio se emplea un modelo Probit de elección discreta para estimar el tipo de relación que existe entre la probabilidad de mantenerse ocupado y los niveles de ingreso en un contexto de cambio de la RMV. El modelo utilizado tiene la siguiente estructura:

$$Prob(y_i = 1) = Prob(Ocupado en 2_i / Ocupado en 1_i) = f(Ing_{i1}, Form_{i1}, X_{i1})$$

La información empleada corresponde al panel de personas registradas mediante la Encuesta Permanente de Empleo (EPE) de Lima Metropolitana para los periodos comprendidos antes y después del incremento de la RMV de setiembre de 2003¹². En el modelo anterior, "y_i" representa a la variable endógena que toma el valor de 1 si la persona se encuentra ocupada en ambos periodos y 0 si la persona se encontraba ocupada en el primer periodo y desocupada en el segundo periodo¹³. Ing_{i1}

¹² La EPE tiene un diseño panel trimestral en el cual se entrevista a un mismo grupo de personas cada tres meses. La muestra panel que se consideró corresponde a aquellos hogares entrevistados en los dos periodos: antes y después del incremento de la RMV de setiembre de 2003. Específicamente, para el periodo antes del incremento de la RMV se considera a los hogares entrevistados en los meses de julio, agosto y setiembre de 2003; el periodo después del incremento de la RMV corresponde a los mismos hogares del periodo anterior pero entrevistados nuevamente en los meses de octubre, noviembre y diciembre de 2003. Cabe señalar que la muestra panel contienen 3 769 personas ocupadas en el trimestre julio-setiembre de 2003

¹³ En el modelo utilizado, al cual denominaremos Modelo I, la variable endógena toma el valor de "0" si la persona pasa de la ocupación al desempleo entre los periodos analizados. Adicionalmente, se considera un segundo modelo, al cual denominaremos Modelo II, en el cual la variable endógena toma el valor de "0" si la persona pasa de la ocupación en el primer periodo hacia el desempleo o la inactividad en el segundo periodo. La implementación del segundo modelo se justifica por la preponderancia de las transiciones empleo-inactividad o inactividad-empleo del mercado laboral peruano frente a la menor importancia de las transiciones empleo-desempleo (Chacaltana, 2001). El segundo modelo, controlando



representa el ingreso en el primer periodo, $Form_{i1}$ es una variable artificial que toma el valor de 1 si la persona tenía un empleo formal en el primer periodo, X_{i1} representa al conjunto de variables de control, tales como “sexo”, “edad”, “años de educación”, las que se incluyen con la finalidad de controlar la heterogeneidad de los trabajadores.

Cuadro 6
MODELO PROBIT DE EMPLEO ENTRE PERIODOS PANEL
(Lima Metropolitana)

MODELO I			MODELO II		
Variable endógena: Ocupado en ambos periodos = 1 Ocupado en 1 y desempleado en 2 = 0			Variable endógena: Ocupado en ambos periodos = 1 Ocupado en 1 y desempleado o inactivo en 2 = 0		
	Coeficiente	z		Coeficiente	z
<i>Constante</i>	1,4972	9,6	<i>Constante</i>	0,3371	3,5
<i>Sexo</i>	0,0330	0,4	<i>Sexo</i>	0,1947	3,9
<i>Edad*Edad</i>	0,0001	2,2	<i>Edad*Edad</i>	0,0001	2,7
<i>Años de educación</i>	-0,0222	-1,8	<i>Años de educación</i>	0,0086	1,1
<i>Empleo formal</i>	0,3031	3,1	<i>Empleo formal</i>	0,1008	1,7
<i>Ingreso</i>	0,0003	2,6	<i>Ingreso</i>	0,0004	7,3
<i>n observaciones</i>	3 185		<i>n observaciones</i>	3 723	
<i>Prob(LR Stat)</i>	0,0000		<i>Prob(LR Stat)</i>	0,0000	

Fuente: Cálculos propios en base a la EPE del INEI. Panel julio-setiembre y octubre diciembre de 2003.

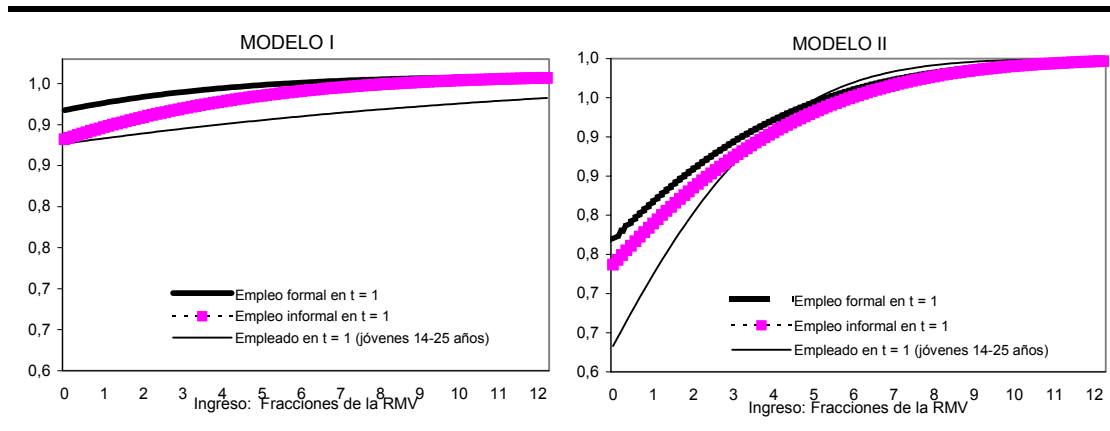
Al estimar el modelo se encuentra lo esperado en cuanto a los signos de los efectos marginales de cada una de las variables bajo estudio sobre la probabilidad de mantenerse ocupado¹⁴, como se reporta en el Cuadro 6. Lo que interesa resaltar del modelo estimado es la relación positiva que existe entre la probabilidad de mantenerse ocupado y los rangos de ingreso. A mayores niveles de ingreso, se estima más probable que los trabajadores mantengan su empleo. Esta relación se mantiene si el empleo es formal o informal, encontrándose que las probabilidades de mantener el empleo antes y después del incremento de la RMV es mayor entre los trabajadores que declararon ser formales antes del incremento de la RMV. Al implementar el modelo anterior (modelo I) entre los jóvenes con edades entre 14 a 25 años de edad, la probabilidad de mantenerse ocupado en un contexto de incremento de la RMV es menor entre aquellos jóvenes que perciben remuneraciones alrededor de la RMV; en el contexto del modelo II que incorpora además del desempleo a la inactividad, la probabilidad de mantener el empleo entre los jóvenes de bajos ingresos es menor aun. Con estas evidencias, los costos de un incremento de la RMV en términos de pérdida de empleos son mayores entre los jóvenes. Los efectos marginales¹⁵ mostrados a continuación grafican lo mencionado.

según niveles de ingreso, registraría de una manera más completa la totalidad de empleos perdidos o ganados en un contexto de cambios en la RMV.

¹⁴ En el Modelo II, que es el modelo adecuado para analizar la probabilidad de mantenerse ocupado ante incrementos de la RMV dadas las características dinámicas del mercado laboral peruano, se encuentra una relación positiva de los ingresos con la probabilidad de mantenerse ocupado, de manera que a mayores niveles de ingreso es menos probable la pérdida del empleo; una relación positiva de los años de educación, de manera que las mayores transiciones del empleo hacia el desempleo y/o hacia la inactividad se registran entre trabajadores menos calificados. La informalidad afecta negativamente sobre las probabilidades de mantenerse ocupado, de esta manera, los empleos informales tienden a tener una menor probabilidad de mantenerse ocupado entre dos periodos, relación que se mantiene según rangos de ingreso.

¹⁵ Los efectos marginales se estiman como el cambio porcentual en la probabilidad de mantenerse ocupado según niveles de ingreso laboral, manteniendo el resto de variables de control en sus niveles promedio. En términos de ecuaciones, los efectos marginales se estiman mediante la siguiente ecuación:

Gráfico 7
PROBABILIDAD DE ESTAR EMPLEADO: EFECTOS MARGINALES
 (Lima Metropolitana)



Fuente: Cálculos propios en base a la EPE del INEI. Panel julio-setiembre y octubre-diciembre de 2003.

4.2 Efecto sobre ingresos y remuneraciones

El impacto de las políticas de fijación de la remuneración mínima sobre las remuneraciones y/o ingresos de los trabajadores es el elemento central que justifica la implementación de este tipo de políticas. Los trabajos de investigación, en este sentido, han buscado dar sustento empírico a esta hipótesis mediante estudios en distintos contextos. Trabajos con alcance internacional, por ejemplo BID 2002, OIT 1997, etc. dan evidencias a favor de la hipótesis de que las políticas de remuneración mínima tienen efectos positivos en los ingresos y contribuyen a reducir la desigualdad en la distribución del ingreso. Estudios implementados en países desarrollados encuentran que los incrementos del salario mínimo tienen un rol distributivo entre los trabajadores de bajos ingresos. Asimismo, y cercanos a nuestra realidad, en Colombia los salarios mínimos tuvieron efectos positivos en los ingresos de los trabajadores de menores ingresos (Maloney y Nuñez 2002). En Chile se encuentra una evidencia similar (Bravo et. al., 1997), así como en Brasil (BID, 2002).

En este estudio se hará uso de tres enfoques complementarios para estudiar la relación de la política de fijación de salarios mínimos en el Perú y las remuneraciones y/o ingresos de los trabajadores. El primer enfoque corresponde a un análisis de causalidad en la cual se utiliza información en series de tiempo, procedimiento similar al empleado en Yamada y Bazán (1994). El segundo enfoque complementa el análisis realizado en el primero mediante la implementación de un modelo de elección discreta en datos panel de dos periodos para evaluar la relación de los ingresos y el empleo en un contexto en el cual se habría reportado incrementos de la RMV. En el tercer enfoque se estima el efecto distributivo del incremento de la RMV reportado en setiembre de 2003; para esto se evalúa el cambio en las funciones de distribución de los ingresos por trabajo principal luego del incremento de la RMV.

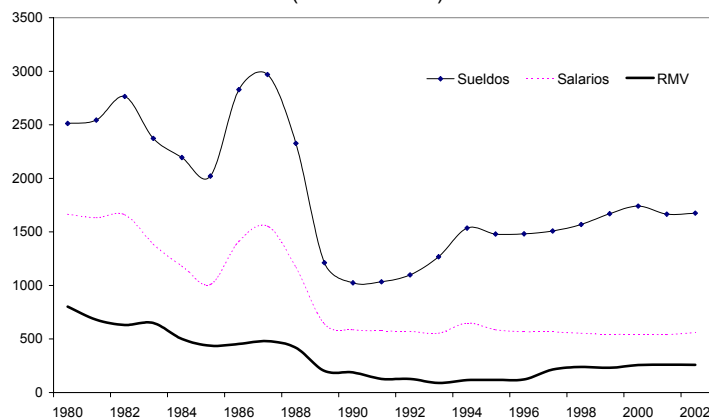
$\frac{\partial E(z_i / x_i, \beta)}{\partial x_{ij}} = f(-x_i, \beta) \beta_j$. En esta ecuación, $f(\cdot)$ representa a la función de densidad, x_i representa al vector de variables explicativas evaluadas en su valor promedio, con la excepción de la variable j que representa a la variable ingreso.

4.2.1 ¿Es la RMV endógena respecto a las remuneraciones?

En este primer enfoque se evalúa la relación de la RMV con las remuneraciones a lo largo del tiempo. Se utiliza el procedimiento de las pruebas de exogeneidad a lo Granger¹⁶, similar al procedimiento que se sigue en Yamada y Bazán (1994), quienes estudiaron la relación indicada para el periodo comprendido entre 1970 y 1993.

El procedimiento consiste en utilizar las remuneraciones (sueldos y salarios) en empresas de 10 y más trabajadores de Lima Metropolitana y la RMV, ambos en términos reales, y realizar pruebas de causalidad para el periodo comprendido entre 1993 y el 2002. En términos estrictos se trata de un enfoque parcial del mercado laboral peruano al estudiarse el grado de exogeneidad de las remuneraciones del sector formal de la economía con la RMV. El gráfico adjunto muestra, a modo de motivación, que las remuneraciones y la RMV muestran tendencias similares a lo largo de las 3 últimas décadas.

Gráfico 8
REMUNERACIONES
(Soles de 1994)



Fuente: Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo.

Se encuentra que en el periodo 1993-2002 la RMV causa a los salarios en términos reales¹⁷, evidencia que permite sustentar la idea de que en este periodo la RMV ha sido un referente en la determinación de los salarios. Estudios previos, Yamada y Bazán (1994), sugieren que la RMV habría tenido una connotación diferente según el periodo de análisis. En el estudio citado, por ejemplo, se encuentra que entre 1971-1985, la RMV habría sido un referente en la determinación de los salarios, al encontrar causalidad de la RMV hacia los salarios. En el periodo 1985 –1993, por otro lado, el mismo estudio encuentra que no existe un grado de exogeneidad claro entre la RMV y las remuneraciones según las

¹⁶ La prueba de causalidad consiste en estimar independientemente cada una de las dos ecuaciones siguientes.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_{1p} y_{t-p} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_p x_{t-p} + \mu_t$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_{1p} x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

La prueba de causalidad de “x” sobre “y” se evalúa mediante la significancia estadística de los coeficientes asociados con los rezagos de la variable “x” en la primera ecuación. Para la causalidad de “y” sobre “x” se sigue un procedimiento similar en la segunda ecuación.

¹⁷ En el Anexo 2 se detalla los resultados de la prueba. Se resalta que la RMV causa a los salarios considerando hasta dos rezagos en la prueba de causalidad a lo Granger.



pruebas de Granger. La evidencia reportada en este último periodo por Yamada y Bazán fue explicada en términos de las características del mercado de trabajo en los periodos de estudio y la preponderancia y/o participación del Estado en la asignación de recursos¹⁸.

Cuadro 7

CAUSALIDAD ENTRE RMV Y REMUNERACIONES

(Pruebas de causalidad a lo Granger)

Periodo	Dirección de Causalidad
1970 - 1985 1/	<i>RMV causa a las Remuneraciones</i>
1985 -1993 1/	<i>No existe causalidad</i>
1993 -2002 2/	<i>RMV causa a las Remuneraciones</i>

Nota: Se considera la RMV y la remuneración promedio del sector privado en empresas de 10 y más trabajadores.

1/ Resultados de Yamada y Bazán 1994.

2/ Resultado propio.

La evidencia encontrada para el periodo 1993 - 2002 permite sugerir que la política de fijación de la RMV durante este periodo habría tenido impactos sobre el mercado laboral, como sugiere Yamada y Bazán para el periodo 1970-1985.

Un punto adicional que ayudaría a sostener la importancia de la RMV en la determinación de los salarios formales sustentado en las pruebas de causalidad del punto anterior, es la existencia de componentes de los costos laborales que estarían indexados al valor de la RMV. Este es el caso de la Asignación Familiar de los trabajadores del sector privado que alcanza al 10% de la RMV, el ingreso mínimo de los trabajadores mineros, cuya remuneración mínima es 25% superior a la RMV, salario mínimo de las Pymes similar a la RMV, y remuneración de los trabajadores agrícolas, etc. Estos componentes de los costos laborales que enfrentan los empleadores ya sean del régimen laboral del sector privado como de los regímenes especiales (Pymes), explican que la RMV es un referente en la determinación de las remuneraciones. En la siguiente sección se hace un análisis más puntual de los efectos de la RMV sobre las remuneraciones, específicamente, se evalúa si el incremento de la RMV tiene efectos diferenciados según el nivel de ingresos controlando por la formalidad del empleo, esto último dará una mayor evidencia a favor de la hipótesis mediante la cual la RMV sería un referente en la determinación de salarios.

4.2.2 Efecto distributivo de la RMV

Un tema importante que se discute durante el proceso de determinación de los salarios mínimos son sus efectos distributivos, especialmente entre aquellos trabajadores de bajos ingresos. Se entiende que en términos teóricos el incremento de los salarios mínimos causaría una mejora en la distribución del ingreso si todos los empleadores deciden ajustar las remuneraciones de sus trabajadores comprendidos

¹⁸ Una explicación adicional sobre la doble causalidad de entre la RMV y las remuneraciones se puede ensayar utilizando el enfoque de Figueroa (1998). Este autor sostiene que en la época hiperinflacionaria por la que atravesó el Perú se habría perdido la distinción entre variables endógenas y exógenas, de suerte que las variables exógenas habrían perdido su capacidad explicativa al punto de que éstas podrían ser catalogadas como endógenas.



en la medida (trabajadores de menores ingresos) de manera que las nuevas remuneraciones sean superiores al nuevo salario mínimo. Es particularmente importante el grupo de trabajadores que perciben ingresos en el intervalo comprendido entre el antiguo y el nuevo nivel del salario mínimo. Si el incremento de las remuneraciones se percibe principalmente entre este último grupo de trabajadores, entonces, sería de esperarse mejoras en la distribución de ingresos como consecuencia del incremento del salario mínimo.

El impacto distributivo del incremento del salario mínimo se podría estimar calculando la diferencia entre los indicadores de desigualdad en la distribución de las remuneraciones antes y después del incremento del salario mínimo. Este método no es del todo exacto debido a que el cambio estimado en la distribución no estaría incorporando variables de control que tienen por finalidad aislar los cambios en la distribución de las remuneraciones asociados con otros factores, como, por ejemplo, los cambios en la estructura de remuneraciones de los trabajadores de altos ingresos no relacionados con los incrementos del salario mínimo.

Un método más exacto para estimar el efecto distributivo puro del incremento del salario mínimo podría realizarse mediante la evaluación directa de la distribución de las remuneraciones alrededor del valor del salario mínimo. Esta comparación sería más confiable si se lleva a cabo utilizando información de datos panel sobre un conjunto de individuos cuyas remuneraciones se encuentran en la vecindad del salario mínimo.

Los efectos distributivos de los salarios mínimos en el caso que nos ocupa se evalúan haciendo uso de las funciones de distribución de los ingresos que perciben los trabajadores. La idea detrás de este procedimiento, como se señaló anteriormente, es que si el incremento de la RMV tiene efectos distributivos, entonces estos efectos deberían manifestarse directamente en cambios de las remuneraciones, o en cambios de la distribución de las remuneraciones, de aquellos trabajadores que antes de la medida percibían remuneraciones cercanas al nivel inicial de la RMV.

La información disponible sobre remuneraciones se restringe al ingreso por trabajo principal estimado mediante la Encuesta Permanente de Empleo correspondiente al área de Lima Metropolitana. El uso de esta encuesta, para nuestros propósitos, responde a las características de la encuesta, entre las que resalta la naturaleza panel de su diseño que permite estimar consistentemente la evolución de los ingresos y del empleo para un mismo grupo de personas entre los periodos en los cuales se reportó incrementos de la RMV (15 de setiembre de 2003)⁷.

Formalmente, si " f_0 " es la distribución de las remuneraciones en el periodo cero, antes del incremento de la RMV, y " f_1 " es la distribución de las remuneraciones después del incremento de la RMV, entonces, los cambios en la distribución de los ingresos asociados con los incrementos de la RMV se pueden identificar mediante los cambios en la distribución ($f_1 - f_0$), poniendo particular atención a las remuneraciones comprendidas entre los valores de la RMV antes y después del incremento ($RMV_1 - RMV_0$).

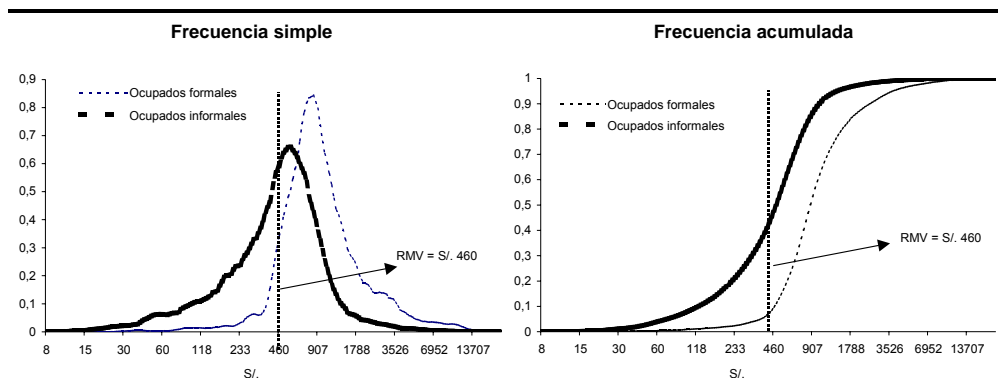
El ingreso por trabajo principal estimado mediante encuestas de hogares es un indicador aproximado de las remuneraciones que perciben los trabajadores, estas últimas son estimables de manera más

exacta solamente mediante el registro de planillas de las empresas, información que para el caso peruano no está disponible para el reciente periodo en el cual se incrementó RMV (15 setiembre de 2003). Es importante señalar que al utilizar los ingresos estimados mediante encuestas de hogares para analizar el impacto distributivo del incremento de las RMV podría estar cometándose errores, esto mayormente por los efectos de los márgenes de error relacionados con las entrevistas indirectas de las encuestas de hogares, razón por la cual las conclusiones que se derivan del procedimiento desarrollado en esta sección son referenciales.

Antes de evaluar el impacto del incremento de la RMV ocurrido en setiembre de 2003, se muestra la importancia de la RMV según el grado de formalidad del empleo. Se observa, por ejemplo, que la distribución de las remuneraciones en Lima Metropolitana depende del grado de formalidad de los empleos. Los trabajadores formales, identificando como tales a aquellos trabajadores asalariados que tienen acceso a algún tipo de seguro de salud, tienden a tener remuneraciones que en la mayoría de casos son superiores a la RMV. Se tiene por ejemplo, que en el primer trimestre del 2004¹⁹ en Lima Metropolitana, 90 por ciento de los trabajadores formales percibe remuneraciones superiores a la RMV (S/. 460). Encontrándose asimismo que la distribución de las remuneraciones del sector formal sufre un cambio perceptible en la vecindad de la RMV, lo cual es una evidencia adicional que apoya la hipótesis que la RMV es un referente en la determinación de los salarios del sector formal del mercado laboral.

Gráfico 9

DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIAS DE INGRESO POR TRABAJO SEGÚN FORMALIDAD
(Lima Metropolitana, primer trimestre 2004)



Nota: Las frecuencias corresponden a la densidad Kernel del ingreso por trabajo principal.
Fuente: INEI. Encuesta Permanente de Empleo, primer trimestre 2004.

Por otro lado, la distribución de las remuneraciones de los trabajadores informales es marcadamente diferente a la distribución de los ingresos reportado por los trabajadores formales. Los trabajadores informales tienden a tener una distribución más simétrica como se observa en el gráfico; esto último permite sugerir que la RMV no parece ser un referente claro que discrimina las remuneraciones en el sector informal de la fuerza laboral, esto al no encontrarse un cambio significativo en la distribución

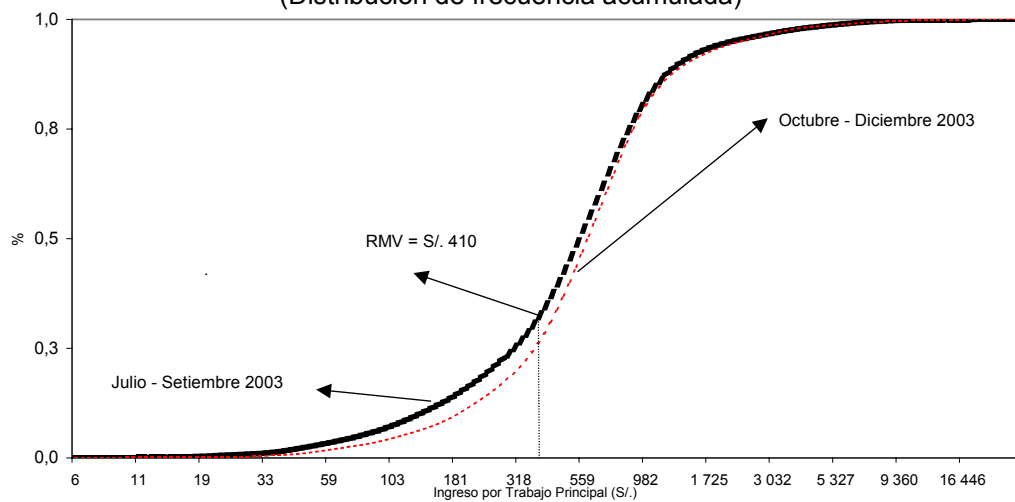
¹⁹ Este periodo se eligió simbólicamente y arbitrariamente. Asimismo, al estimar para otros trimestres se encuentra un comportamiento similar en la distribución de los ingresos, razón por la cual los resultados anteriores son robustos.

de los ingresos alrededor de la RMV, cambio que si se detecta en el caso del ingreso de los trabajadores formales. Aunque si es posible afirmar que el promedio de las remuneraciones del sector informal se concentra alrededor del valor de la RMV.

Volviendo a la evaluación del efecto distributivo del incremento de la RMV, se sigue la sugerencia de Maloney y Núñez (2002), quienes evalúan los cambios en la función de distribución de las remuneraciones (f_1 y f_0) para diversos países de la región latinoamericana con la finalidad de evaluar el impacto distributivo de modificaciones en la RMV. Estas funciones se estiman utilizando el enfoque gráfico de las funciones de distribución de los ingresos estimados por el método de las funciones de densidad Kernel²⁰.

Al implementar el procedimiento, se encuentra que la distribución de las remuneraciones se altera cuando se pasa de la distribución en el periodo anterior al incremento de la RMV (julio - setiembre de 2003) y el periodo posterior a la medida (octubre - diciembre de 2003). Asimismo, se señala que el cambio en la distribución se reporta mayormente en los niveles inferiores de la distribución, mientras que en las remuneraciones altas no se reporta cambios significativos.

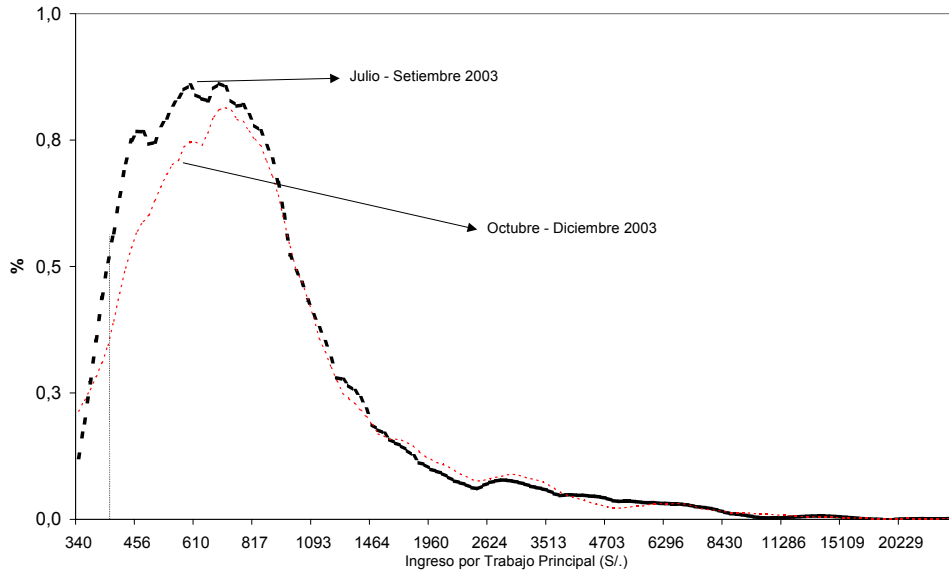
Gráfico 10
INGRESO POR TRABAJO PRINCIPAL
(Distribución de frecuencia acumulada)



Fuente: INEI, EPE: Encuesta Panel, julio - setiembre y octubre - diciembre de 2003.

Al controlar el impacto del incremento de la RMV según el nivel de remuneraciones, se encuentra que los cambios en la distribución ocurren en la vecindad del nivel inicial de la RMV, en decir S/. 410. El siguiente cuadro muestra la distribución Kernel del ingreso principal para remuneraciones superiores a S/. 340, valor elegido como límite inferior de remuneraciones por los errores que podría existir en la declaración de ingresos de los trabajadores.

²⁰ La representación de Kernel de la distribución de las remuneraciones (variable x) se realiza mediante la siguiente función: $\hat{f}_k = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left[\frac{x - X_i}{h}\right]$. Esta representación permite estimar una forma continua de la distribución de salarios, $f(x)$, mucho más exacta que el método tradicional del histograma.

Gráfico 11
INGRESO POR TRABAJO PRINCIPAL
 (Ingresos mayores a S/. 340, distribución de frecuencia en %)


Fuente: INEI, EPE, panel julio - setiembre y octubre - diciembre de 2003.

4.2.3 La probabilidad de mayores ingresos

Retomando la discusión encontrada en el punto anterior sobre los efectos distributivos de la RMV en el Perú, en esta sección nuestro interés es complementar esta evidencia con información concerniente al posible impacto que tendría el aumento de la RMV sobre la probabilidad de incrementar los ingresos. Nuestro interés es conocer, de ser esto posible, si el incremento de la RMV ocurrido en setiembre de 2003 ha tenido (o no) impactos diferenciados sobre la probabilidad de incrementar ingresos según rango de ingresos.

La hipótesis anterior puede ser confrontada utilizando el modelo de elección discreta estimado en el punto 4.1.2. El mismo que se modifica adecuadamente para captar la probabilidad de cambio en el ingreso en un contexto de incremento de la remuneración mínima. Así, si consideramos como variable dependiente a una variable discreta que toma el valor de 1 ($z_i = 1$) si el individuo “i” reportó un incremento en su ingreso laboral después de incrementarse la RMV y cero ($z_i = 0$) si el ingreso laboral del individuo en cuestión se mantuvo constante o se redujo²¹. Con esta definición, se podría plantear el siguiente modelo probit de elección discreta con la intención de medir la probabilidad de incrementos en el ingresos de la población en un contexto el cual se reportó un incremento de la RMV.

$$\text{Pr ob}(z_i = 1) = \text{Pr ob}(\text{Ingreso}_{2i} - \text{Ingreso}_{1i} > 0) = f(\text{Ing}_{i1}, \text{Form}_{i1}, X_{i1})$$

²¹ Este modelo sería una modificación de la propuesta de Maloney y Núñez (2002). Estos autores estiman la relación del cambio en los ingresos después de producirse un incremento en la remuneración mínima en Colombia (la variable endógena es la diferencia en el ingreso entre ambos periodos) con los rangos de ingresos y un conjunto de variables de control, es decir consideran un modelo de regresión lineal.



Las variables explicativas y las variables de control son las mismas utilizadas en el modelo de la sección 4.1.2; utilizándose, de igual modo, la misma base de datos correspondiente a la EPE de Lima Metropolitana correspondiente al módulo panel. Similar al procedimiento seguido en la sección 4.1.2, en esta sección nos interesa estimar los efectos marginales de la probabilidad de incremento de ingresos laborales según niveles del ingreso por trabajo²².

Cuadro 8
MODELO PROBIT DE INGRESOS
(Lima Metropolitana)

Variable endógena Zi:		
Zi = 1 si Ingreso en 2 mayor a Ingreso en 1		
Zi =0 si Ingreso en 2 menor o igual a Ingreso en 1		
	Coeficiente	z
<i>Constante</i>	-0,684	-6,6
<i>Sexo</i>	0,136	3,1
<i>Edad</i>	0,005	2,9
<i>Años de educación</i>	0,015	2,3
<i>Empleo formal</i>	-0,017	-0,3
<i>Ingreso</i>	0,000	-6,3
<i>n observaciones</i>	3 768	
<i>Prob(LR Stat)</i>	0,0000	

Fuente: Cálculos propios en base a la EPE del INEI.
Panel julio-setiembre y octubre diciembre de 2003.

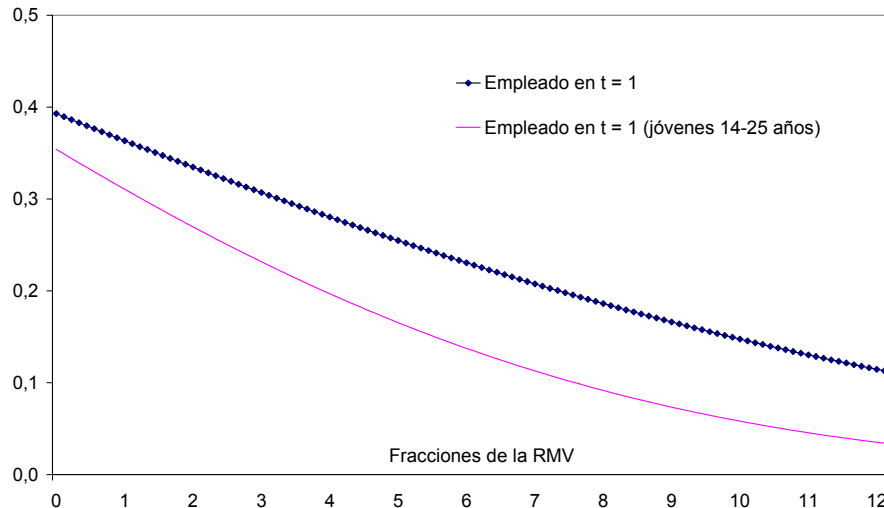
El modelo muestra un ajuste estadístico bueno en referencia a los estadísticos tradicionales que identifican este tipo de modelos (“z” y “F”). Entre los resultados se encuentra que la probabilidad de que los trabajadores incrementen sus ingresos luego del incremento de la RMV es en promedio 0,34, siendo esta probabilidad menor para los jóvenes que tienen entre 14 y 25 años de edad (0,31). Más interesante aun, se estima que la probabilidad de que los ingresos se incrementen en un contexto de incremento de la RMV es mayor entre los trabajadores de menores ingresos, al encontrarse que los efectos marginales, controlando por niveles de ingresos, tienen una pendiente negativa como se muestra en el Gráfico 12. Esta última evidencia permite sugerir que el incremento de la RMV tiene efectos, tanto sobre el valor monetario de los ingresos, como sobre el número de personas (probabilidad) que incrementan sus ingresos.

²² Los efectos marginales se estiman como el cambio porcentual en la probabilidad de incremento de los ingresos para cada nivel de ingresos laborales, manteniendo el resto de variables de control en sus niveles promedio. En términos de ecuaciones, los efectos marginales se estiman mediante la siguiente ecuación:

$$\frac{\partial E(z_i / x_i, \beta)}{\partial x_j} = f(-x_i, \beta) \beta_j$$

En esta ecuación, f(.) representa a la función de densidad, xi representa al vector de variables explicativas evaluadas en su promedio, con la excepción de la variable j que representa a la variable ingresos.

Gráfico 12
PROBABILIDAD DE INCREMENTAR INGRESOS
(Lima Metropolitana)



Fuente: Cálculos propios en base a la EPE del INEI. Panel julio-setiembre y octubre diciembre de 2003.

5 Conclusión

El estudio mostró evidencias sobre el impacto de la RMV sobre el empleo e ingresos. La evaluación empírica del estudio permite sugerir que un incremento de la RMV tendría efectos o costos en términos de pérdida de empleos formales. Se ha estimado que la elasticidad Empleo-RMV es de aproximadamente $-0,13$, evidencia que ha permitido estimar que se registraría una pérdida potencial de empleos formales ante un incremento de la RMV. Sin embargo, el efecto negativo de la medida en términos de empleos podría ser compensado en alguna medida por la ganancia de ingresos de los trabajadores que perciben remuneraciones en la vecindad del valor de la RMV, o por los empleos y/o ingresos de aquellos trabajadores que habiendo perdido su empleo en el sector formal logran ubicarse en el sector informal. La existencia de un efecto distributivo positivo de la RMV en favor de los trabajadores de bajos ingresos hace prever que en términos netos existiría una compensación, por lo menos parcial, de la pérdida de empleos formales.

La RMV ha presentado una tendencia creciente a partir de la segunda mitad de la década de los noventas, luego de haber mostrado una tendencia decreciente desde la década de los ochentas. Asimismo, se ha mostrado que la tendencia creciente de la RMV desde 1993 fue superior a la tendencia creciente de las remuneraciones del sector privado. El resultado final ha sido que la RMV como porcentaje de las remuneraciones mostró una tendencia creciente durante los años posteriores a las reformas del mercado laboral introducidos en 1993, llegando a representar en el año 2003 el 49 por ciento del salario promedio en Lima Metropolitana.

La RMV está positivamente relacionada con las remuneraciones del empleo formal, encontrándose que la RMV causa en el sentido de Granger a las remuneraciones. Esta evidencia sugiere que la política de salarios mínimos tiene efectos sobre las remuneraciones privadas, y éstas, en última



instancia son un referente en la determinación de los salarios del sector privado. Esta conclusión se explicaría, además, por la existencia de mecanismos de indexación de la RMV, tanto con los denominados regímenes laborales especiales (Pymes, Trabajadores del Hogar, etc.) como por la existencia de costos laborales indexados al concepto de la RMV, como en el caso de la asignación familiar.

Se estima una alta tasa de cumplimiento en las empresas formales representadas por las empresas de 10 y más trabajadores, que llega al 92,9 por ciento en el caso de obreros y 96,8 por ciento entre los empleados.

Sobre los efectos de la RMV en los ingresos, se encuentra que el incremento de RMV registrado en setiembre de 2003 ha tenido efectos distributivos a favor de los trabajadores que perciben menores ingresos, evidencia encontrada por el cambio registrado en la distribución de los ingresos mensuales luego de implementarse la medida. Este componente actúa en sentido contrario y podría compensar en determinada magnitud los costos en términos de pérdidas de empleos formales que se registrarían ante un incremento de la RMV.

Sobre los efectos de la RMV sobre el empleo, se reporta que la probabilidad de mantener el empleo, entre periodos en los cuales se registró un incremento de la RMV, cambia de manera heterogénea según el nivel de ingresos de los trabajadores. Trabajadores con menores ingresos tienen menores probabilidades de mantener el empleo, siendo menor aun entre los trabajadores jóvenes, mientras que los trabajadores de mayores ingresos tienen mayores probabilidades de mantener sus empleos. Asimismo, este resultado se mantiene al evaluar la probabilidad de pasar del empleo hacia el desempleo y/o hacia la inactividad; en este último caso, la probabilidad de pasar hacia el desempleo y/o hacia la inactividad a partir de la ocupación, en un contexto de incremento de la RMV, es de aproximadamente 20 por ciento entre trabajadores de bajos ingresos.

Existe una heterogeneidad en la estructura de remuneraciones según regiones geográficas del país, situación que se resalta al comparar las remuneraciones con el valor de la RMV en cada una de las regiones. Sobre este punto, la actual política de fijación de una sola RMV a nivel nacional podría estar introduciendo rigideces en la contratación laboral formal en aquellas regiones con menos desarrollo y al mismo tiempo estimulando el no cumplimiento de la legislación sobre salario mínimo.

Como línea de investigación futura, se sugiere estudiar los costos y/o beneficios de tener una RMV diferente según regiones. Sobre este último punto, existirían dos posiciones contrarias (aunque no las únicas) por evaluar antes de implementar exitosamente una política de salarios mínimos diferenciados por regiones. Por el lado de la oferta laboral, una remuneración mínima de menor valor en las regiones con menor grado de desarrollo podría reducir el empleo formal en estas regiones al reducir la participación laboral de aquellas personas quienes se verían atraídas por las remuneraciones más altas de otras regiones. Contrariamente, y por el lado de las firmas, habría incentivos para que las empresas puedan establecerse en las regiones fuera del área de Lima Metropolitana con la finalidad de aprovechar los reducidos costos laborales que implicarían los menores salarios mínimos. Este último punto sería un elemento que estimularía la formalización laboral en las regiones fuera del área de Lima Metropolitana (resto urbano). La heterogeneidad en la estructura productiva y en el desarrollo



productivo de las ciudades y/o regiones como Ica, Arequipa, Tacna, Trujillo, etc., ciudades con una estructura industrial cada vez mas vinculada hacia los productos de exportación hacen prever que la fijación de un salario mínimo distinto en estas regiones podría contribuir al desarrollo de empresas y/o empleos formales en estas regiones.

Referencias

BID (2003): Good Jobs Wanted: Labor Markets in Latin America.

Bravo, D. y Vial, J. (1997): “La fijación del salario mínimo en Chile”, Estudios Cieplan 45.

Céspedes, N. (2003): “Factores Cíclicos y Estructurales en la Evolución de la Tasa de Desempleo”, BCRP, *Revista de Estudios Económicos*, No. 9.

Catherine, S. (2002): “Is the Minimum Wage an Effective Tool to Promote Decent Work and Reduce Poverty?”. The Experience of Selected Developing Countries. *Employment Paper* 13. OIT.

Chacaltana, J. (2001): “Dinámica del desempleo” publicado en “¿Qué sabemos sobre el desempleo en el Perú?”. *Familia, trabajo y dinámica ocupacional*. INEI.

Figuroa, A. (1998): “Políticas Macroeconómicas y Pobreza en el Perú”, *Política macroeconómica y pobreza en América Latina y el Caribe*, PNUD, CEPAL, IDB.

Garavito, C. (1993): “Mercado laboral e intervención del Estado”. PUCP, *Documento de Trabajo* 108.

Hamermesh, D. (1993): Labor Demand. Princeton U. Press.

Linda A. Bell (1995): “The impact of minimum wages in Mexico y Colombia”. *Policy research working paper* 5514. Banco Mundial.

Freeman, A y Castillo y Richard B. Freeman (1991): “Minimum Wages in Puerto Rico: Textbook Case of a Wage Floor?” *NBER working paper* 3759.

International Labour Office (1997): Latin America and the Caribbean 1997 Labour Overview, International Labour Organization, Geneva.

Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo (1997): “Empleo y Demografía en el Perú: efectos de la explosión demográfica sobre el mercado de trabajo”. *Boletín laboral* No.5.

Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo (2003): El Salario Mínimo. *Boletín de Economía Laboral* número 21.

Maloney, W. y J. Nuñez (2002): “Measuring the Impact of Minimum Wages Evidence from Latin America”. No publicado, Banco Mundial.

Neumark, D;y Schweitzer, M. y Wascher, W. (1999): “The Effects of Minimum Wages Throughout the Wage Distribution”. *Working paper* 9919, Reserva Federal de Cleveland.



Nora Claudia Lustig y Darryl Mcleod (1997). "Minimum wages and poverty in developing countries: some empirical evidence".

Patricia Jones (1997). "The Impact of Minimum Wage Legislation in Developing Countries where Coverage is Incomplete". Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.

Saavedra, J. (1998): "¿Crisis real o crisis de expectativas? El empleo en el Perú antes y después de las reformas estructurales". Grade, *Documento de trabajo* 25.

Saavedra J. Maruyama E. (2000): "Estabilidad laboral e indemnización: efectos de los costos de despido sobre el funcionamiento del mercado laboral peruano". Grade, *Documento de trabajo* 28.

Saavedra, J. y Torero, M. (2000): "Labor Market Reforms and Their Impact on Formal Labor Demand and Job Market Turnover: the case of Peru". Inter-American Development Bank. *Research network Working paper* 394.

Solimano, A. (1985): "Enfoques alternativos sobre el mercado de trabajo: un examen de los modelos neoclásicos, Keynesiano, Neo Marxista y de Segmentación". OIT-PREALC. *Documento de trabajo* 272.

T. H. Gindling Katherine Terrell (2002): "The Effects of Minimum Wages on the Formal and Informal Sector: Evidence from Costa Rica". Universidad de Maryland y Universidad de Michigan.

Yamada, G. y Bazán, E. (1994): "Salario mínimo en el Perú ¿Cuándo dejaron de ser importantes?". *Apuntes* número 35, Universidad del Pacífico.

**Anexo 1****EVOLUCIÓN DE REMUNERACIONES, LIMA METROPOLITANA**

	Remuneraciones 1/			Ratios en porcentajes:	
	Salarios	Sueldos	Remuneración Mínima	RMV/Salarios	RMV/Sueldos
1980	45	68	22	48,4	32,1
1981	78	121	32	41,5	26,6
1982	130	216	49	37,9	22,8
1983	225	386	107	47,4	27,7
1984	408	758	174	42,6	22,9
1985	922	1841	402	43,6	21,8
1986	2 400	4 767	737	30,7	15,5
1987	4 872	9 273	1 477	30,3	15,9
1988	24 431	49 420	8 563	35,1	17,3
1989	557 813	1 083 542	159 333	28,6	14,7
1990	34 654 665	60 597 295	10 680 000	30,8	17,6
1991	189	341	38	20,1	11,1
1992	312	609	69	22,2	11,4
1993	457	1 054	72	15,8	6,8
1994	656	1 553	117	17,8	7,5
1995	649	1 644	132	20,3	8,0
1996	710	1 860	153	21,5	8,2
1997	764	2 043	291	38,1	14,2
1998	802	2 289	345	43,0	15,1
1999	812	2 508	349	43,0	13,9
2000	848	2 710	398	46,9	14,7
2001	855	2 654	410	48,0	15,5
2002	891	2 631	410	46,0	15,6
2003	922	2 783	425	46,1	15,3

1/ En Intis hasta 1990, después en Nuevos Soles.

Anexo 2**PRUEBAS DE CAUSALIDAD A LO GRANGER**
(resultados de la Prueba F)

Rezagos	Salarios		Sueldos	
	Prueba F	Prob.	Prueba F	Prob.
1	4,5	0,037 */	1,1	0,287 n.s.
2	2,9	0,058 */	1,4	0,242 n.s.
3	1,7	0,167 n.s.	0,6	0,610 n.s.

*/ Estadísticamente significativo al 95 %.

Nota: La hipótesis de la prueba es: la RMV no causa a las remuneraciones.

Si se rechaza la hipótesis entonces la RMV causa, a lo Granger, a la variable en estudio.