Derechos Reservados © 2011 Banco Central de Reserva del Perú
Revista Estudios Económicos **20**, 9 - 13 (Marzo 2011)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/estudios-economicos-no-20.html

Prefacio
Entrada de capitales y acumulación de reservas

CARMEN M. REINHART Y VINCENT R. REINHART*

Palabras Clave : Flujos de capitales, tipo de cambio, política monetaria.
Clasificación JEL : E0, F0, F3.

Durante tres décadas, la creencia predominante entre analistas económicos y autoridades financieras era que el flujo de capitales financieros se iría liberando cada vez más, lo cual reforzaba recomendaciones de los foros de economías avanzadas, como el G7, y de instituciones internacionales, como el Fondo Monetario Internacional (FMI). Comúnmente se aludía a esta presunción como el triunfo del modelo anglo-sajón. Un flujo más libre de capitales implicaba un rol más importante de los acontecimientos internacionales en la formación de tasas de interés de mercado (Reinhart y Reinhart, 2011), así como mayores flujos netos de capital y los correspondientes desequilibrios en cuenta corriente. La visión era que las fuerzas del mercado que producen cambios en los precios relativos conducirían a un flujo adecuado de los recursos.

Sin embargo, se identifican tres imperfecciones en esta construcción intelectual. En primer lugar, no todos los países se mostraban dispuestos a permitir cambios en un precio relativo clave: el tipo de cambio. En muchos de ellos persistía lo que Calvo y Reinhart (2002) denominaron "miedo a flotar". Ante presiones que, de no haberse tomado medidas, habrían generado una apreciación de su moneda local, las autoridades intervinieron en el mercado cambiario, acumulándose en algunos casos una gran cantidad de reservas. En segundo lugar, en muchos países se continuó aplicando medidas de política para influir en los flujos de capital, tal como se discute en el artículo "Entrada de capitales y acumulación de reservas: evidencia reciente" que continúa a este prefacio. De hecho, hay una impresionante cantidad de normas destinadas a restringir los flujos financieros en las economías emergentes. Entre éstas se encuentran las conocidas como el encaje prudencial, impuestos a los capitales especulativos, derechos de timbre, entre otras y, aun cuando no todas están siempre vigentes en la actualidad, pueden estarlo en el futuro. En tercer lugar, la crisis financiera de los años 2008-2009 minó la confianza de quienes sostenían planteamientos basados exclusivamente en el mercado.

Este es el escenario que sirve de base para un debate sobre el futuro de la apertura de los mercados de capitales entre las autoridades del más alto nivel. Los defensores de una mayor regulación y mayores

* Carmen M. Reinhart: University of Maryland, Department of Economics, 4118D Tydings Hall, College Park, MD 20742 (e-mail: creinhar@umd.edu). Vincent R. Reinhart: American Enterprise Institute, 1150 Seventeenth Street, N.W., Washington, DC 20036 (e-mail: vincent.reinhart@aei.org). Traducción: Margarita Forsberg.

Este documento no representa necesariamente las opiniones del Banco Central de Reserva del Perú

CUADRO 1. *Mediana de comportamiento en 15 crisis financieras del siglo XX*

	Crecimiento del PBI real per cápita	Tasa de desempleo	Variación en precios de valores	Precios reales de viviendas $T-1=100$
$T-10$ a $T-6$	3.3	4.1	8.1	73.3
$T-5$ a $T-2$	4.4	3.5	14.5	92.1
$T-1$	3.2	3.4	−15.1	100.0
T	1.6	5.1	−27.6	95.1
$T+1$	−5.8	6.8	−4.5	83.7
$T+2$ a $T+5$	3.0	9.0	10.9	76.4
$T+6$ a $T+10$	3.8	6.2	12.1	82.8

FUENTE: Reinhart y Reinhart (2010). **NOTA:** T denota el año de la crisis.

controles directos cuentan con dos ventajas. Por un lado, muchos de los mecanismos que traban los engranajes de las finanzas internacionales se pueden considerar medidas prudenciales. Entre estas se incluye elevar la tasa de encaje, incrementar el colchón de liquidez de activos domésticos "seguros", y aumentar los impuestos a algunas formas de ingresos financieros. Por otro lado, la situación ha cambiado: en los treinta años anteriores había un problema por la poca coordinación que podían lograr quienes querían detener la ola de una mayor apertura financiera, puesto que las propuestas presentadas por uno o dos países eran desestimadas ya que quienes no se adherían a ellas sólo perdían una porción de mercado en un sistema de comercio global competitivo. Hoy en día, la crisis financiera ha motivado a los bancos centrales de muchos países a actuar al mismo tiempo, por lo que un esfuerzo multilateral resulta más probable.

En lo que resta del prefacio sustentaremos por qué consideramos que la evolución económica mundial intensificará las presiones para el retorno de la represión financiera. En otras palabras, habrá una mayor disposición en todo el mundo para utilizar las herramientas analizadas en el documento que sigue a este prefacio. Si esto último es cierto, una vez que esto ocurra, los últimos treinta años parecerán una curiosa repetición del auge de la movilidad de capitales del periodo que precedió a la Primera Guerra Mundial.

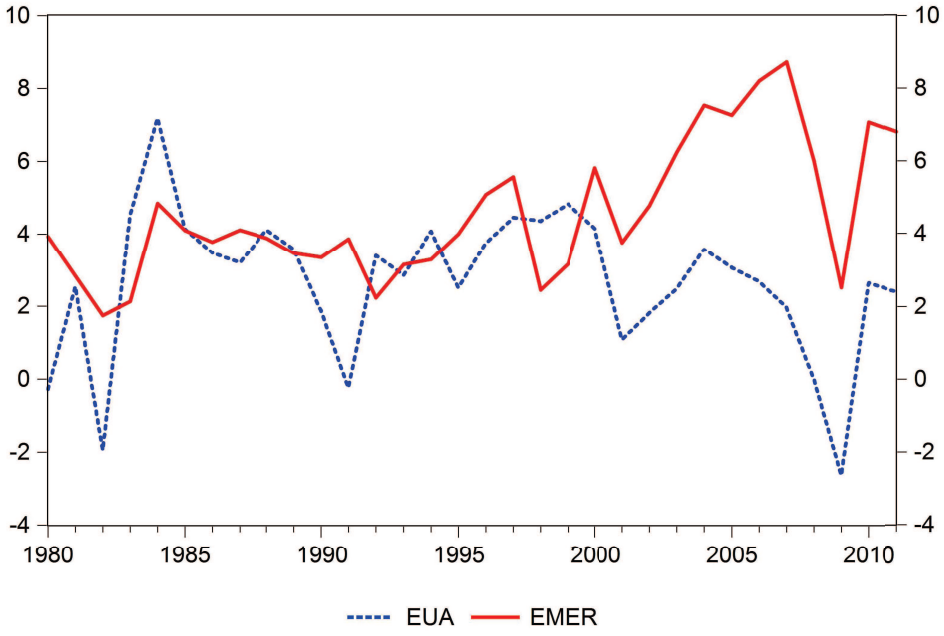
Sin lugar a dudas, las crisis financieras tienen un enorme costo en términos reales. En un estudio presentado recientemente en el simposio *After the Fall* ("Después de la caída") organizado por el Jackson-Hole Symposium del Banco de la Reserva Federal de Kansas, analizamos el desempeño económico de los países en el contexto de quince crisis financieras graves registradas en la segunda mitad del siglo XX (Reinhart y Reinhart, 2010). El Cuadro 1 muestra algunos de estos resultados.

La cuarta fila muestra el valor promedio del indicador de desempeño económico para el conjunto de países en el año de la crisis. Después de una crisis financiera grave, la recesión por lo general se profundiza (columna 1), luego de lo cual las economía se recuperan lentamente y se ubican en una senda de crecimiento menor a la del crecimiento promedio que tenían en la década anterior a la crisis. La tasa de desempleo (columna 2) se mantiene elevada. Los precios de los valores son más acordes con la crisis y se recuperan en forma relativamente rápida, pero los precios reales de las viviendas siguen descendiendo durante la mayor parte de la década posterior a la crisis.

Las implicancias de los datos analizados son desalentadoras en términos de la distribución mundial del crecimiento económico. Las economías desarrolladas - el "Norte", como se las denomina con frecuencia en la literatura económica - fueron el centro de las crisis financieras sistémicas. Las economías emergentes - el "Sur" - pueden haber entrado en recesión, pero fue sobre todo porque se vieron arrastradas por sus

 © Marzo 2011 BCRP

GRÁFICO 1. *Crecimiento Real del PBI en EEUU y en economías emergentes (en porcentajes)*



FUENTE: Fondo Monetario Internacional, *World Economic Outlook*, octubre de 2010.

socios comerciales y no debido a la situación de sus instituciones financieras. Si las economías avanzadas siguen el mismo patrón de recuperación que mostraron anteriormente en crisis financieras previas, el ritmo de crecimiento será lento y el desempleo se mantendrá elevado. Este impedimento no es algo que compartan las economías emergentes.

El Gráfico 1 muestra el crecimiento del PBI real en las dos regiones en los últimos treinta años. Las economías avanzadas (la línea punteada) ya habían estado creciendo más lentamente que las economías emergentes (la línea continua) durante una década. Si las economías desarrolladas no superan las trabas asociadas con la recuperación incompleta de la crisis financiera, la brecha de crecimiento se seguirá ampliando. Son muchas las implicancias de un desequilibrio de crecimiento regional extendido en términos tanto de flujos de activos como de precios, pero sólo señalaremos aquéllos relacionados con las actitudes internacionales frente a los flujos de capital y la acumulación de reservas.

En primer lugar, la profunda recesión y lenta recuperación inicial de muchas economías avanzadas han generado una respuesta de medidas de políticas sin precedentes, contrarrestándose la debilidad de las economías de muchos con ambiciosos programas de estímulo fiscal. Sin embargo, esos programas han impuesto una presión aun mayor sobre las finanzas públicas, que ya empezaban a recuperarse de las consecuencias directas de la recesión y la crisis, ya que han conllevado a una menor recaudación de impuestos, un gasto mayor en los estabilizadores automáticos, y un fuerte costo del rescate financiero una vez que los errores privados se convirtieron en obligaciones públicas.[1] Como resultado de todo esto, importantes déficit fiscales se añadieron a los ya considerables saldos de deuda.

La política monetaria también respondió activamente, puesto que los principales bancos centrales redujeron sus tasas de interés de política monetaria y expandieron sus hojas de balance. En varios casos, los bancos centrales se vieron obligados a incursionar en territorios hasta entonces inexplorados. A la cabeza de esa fuerza expedicionaria estaba la Reserva Federal, que implementó una serie de medidas

[1] Este es el tema central del capítulo 14 sobre las consecuencias de las crisis financieras en Reinhart y Rogoff (2009).

de flexibilización sin precedentes tanto por la rapidez, como por la magnitud y forma con que fueron adoptadas.

Expectativas de tasas de interés bajas en el corto plazo impulsan a los inversionistas a buscar alternativas de inversión más riesgosas, algunas de ellas en el exterior. Por ello, muchos países se están beneficiando del ingreso inesperado de flujos de capital. En un trabajo anterior nos referimos a estos episodios de entrada de capitales inusualmente altos como periodos de "bonanza" (Reinhart y Reinhart, 2008). Estos flujos de capital están históricamente vinculados con presiones apreciatorias de la moneda local y con un periodo de auge en los mercados de activos nacionales.

Sin embargo, el ingreso de flujos de capital puede ser un arma de doble filo, especialmente en economías con mercados financieros internos poco profundos y cuando se trata de flujos de capitales de corto plazo. En las economías emergentes a menudo se trata de impedir los efectos que producen estos flujos de capitales. El trabajo que se presenta a continuación describe los diversos instrumentos de políticas que pueden aplicarse con ese fin. Uno de los mecanismos más utilizados, en ese sentido, en los últimos años ha sido la intervención cambiaria. En muchas economías emergentes, especialmente en las ubicadas en la Cuenca del Pacífico, la estrategia de crecimiento ha estado impulsada por las exportaciones. Al parecer, un elemento clave de esta estrategia es mantener un tipo de cambio bilateral estable en relación al dólar, pero esto obliga a las economías emergentes a evitar la apreciación de sus monedas y a acumular reservas en dólares cuando la economía ancla (por ejemplo, los EEUU), atascada por sus problemas financieros, mantiene una política monetaria acomodadiza sin precedentes.

Países en desarrollo y economías emergentes han incrementado significativamente sus reservas. Según las estimaciones del FMI, entre los años 2008 y 2010 las reservas de estos países aumentaron en US$ 1.9 billones, o alternativamente sus ingresos nominales aumentaron en alrededor de 7.75 por ciento durante ese periodo. Asimismo, la encuesta del FMI *Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves* ("Composición de reservas internacionales por tipo de moneda") muestra que alrededor de dos tercios del incremento de reservas ha estado denominado en dólares.

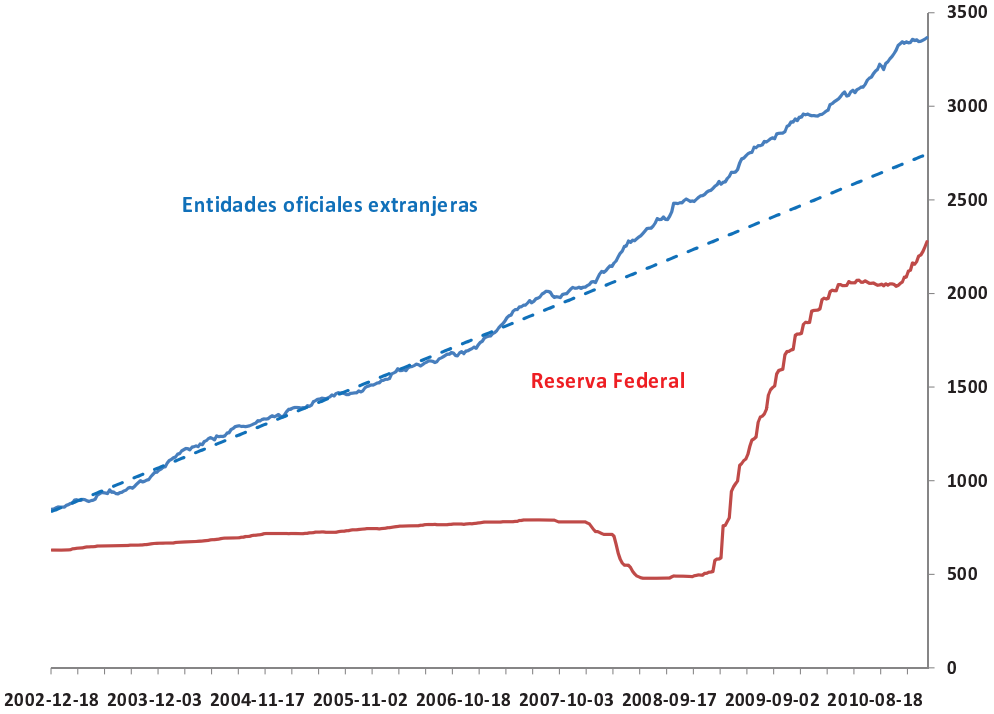
El indicador que mejor refleja el nivel de actividad de las reservas oficiales es el monto total de valores de entidades oficiales que se mantienen en custodia en el Banco de la Reserva Federal de Nueva York (BRFNY). No todas las entidades responsables de administrar reservas mantienen sus valores en el BRFNY y algunas tienen activos en dólares que no han sido emitidos por el Tesoro estadounidense o que no están garantizados por organismos gubernamentales. La información sobre los montos se publica semanalmente, los datos muestran que estos montos se han incrementado en casi US$ 3.5 billones a la fecha de la última observación contemplada en Gráfico 2.

Como se puede apreciar en el Gráfico 2, las entidades oficiales extranjeras poseen una mayor cantidad de valores que la Reserva Federal. También se puede observar que el ritmo de incremento de reservas aumentó en relación con la tendencia anterior cuando se intensificó la crisis financiera en el año 2008. De hecho, en febrero de 2011 el monto de reservas en custodia era 22 por ciento mayor que el señalado por la tendencia registrada entre fines de 2002 y fines de 2007 (la línea discontinua). En efecto, el valor de los montos acumulados en los últimos tres años es casi igual al acumulado por la Reserva Federal con su tan pregonada flexibilización monetaria (*quantitative easing*). En otras palabras, en los países del "Sur" las políticas relativas al ingreso de flujos de capital y la acumulación de reservas han llegado a ser tan importantes en términos cuantitativos como las políticas domésticas de los bancos centrales de los países del "Norte".

Mientras la política monetaria de los países desarrollados permanezca orientada hacia consideraciones internas, se seguirá poniendo a prueba la disposición de las economías emergentes para limitar fluctuaciones en el tipo de cambio. Entre tanto, algunas economías desarrolladas deberán financiar déficit

 © Marzo 2011 BCRP

GRÁFICO 2. *Valores de entidades del gobierno en miles de millones de US$*



FUENTE: *Federal Reserve Board*, release H4.1.

de magnitudes considerables y refinanciar importantes deudas. En ese contexto, es bastante probable que desaparezca la reticencia mostrada anteriormente frente al control de capitales y otras restricciones al financiamiento. Después de todo, las restricciones a los flujos financieros generan mercados más cautos. Para los mercados emergentes, esto los aísla de efectos de la política monetaria de las economías avanzadas que pueden ser inadecuados para los contextos nacionales. Para las economías avanzadas, esto restringirá la competencia por la deuda que deben vender. En dichas circunstancias, se puede afirmar que se recurrirá cada vez con mayor frecuencia a los instrumentos de política que se analizan en "Entrada de capitales y acumulación de reservas: evidencia reciente".

REFERENCIAS

Calvo, G. y C. Reinhart (2002), "Fear of floating", *Quarterly Journal of Economics*, CXVII(2), 379-408.

Reinhart, C. y V. Reinhart (2008), "Capital flow bonanzas: An encompassing view of the past and present", NBER International Seminar on Macroeconomics.

Reinhart, C. y V. Reinhart (2010), "After the fall", Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson-Hole Symposium.

Reinhart, C. y V. Reinhart (2011), "Pride goes before a fall: Federal Reserve policy and asset markets", *Cato Journal*, (en prensa).

Reinhart, C. y Kenneth S. Rogoff (2009), *This Time It's Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press.

Derechos Reservados © 2011 Banco Central de Reserva del Perú
Revista Estudios Económicos **20**, 15 - 25 (Marzo 2011)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/estudios-economicos-no-20.html

Entrada de capitales y acumulación de reservas: evidencia reciente

CARMEN M. REINHART Y VINCENT R. REINHART*

En los últimos diez años, las autoridades de política en distintos países emergentes han optado por limitar las fluctuaciones del valor de sus monedas respecto al dólar americano. En este documento se utiliza una relación de paridad de tasas de interés para identificar las fuentes potenciales de presiones alcistas en el valor del tipo de cambio y para explicar las opciones de política orientadas a contener dichas presiones. Se documenta en qué medida la acumulación de reservas internacionales ha sido esterilizada y se provee una lista minuciosa de las principales iniciativas de política relacionadas a acotar las fuerzas, que de otra forma apreciarían el tipo de cambio en más de cien países. La evaluación de los esfuerzos de política muestra una amplia variedad de herramientas utilizadas con el objetivo de contener la ola de flujos de capitales.

Palabras Clave : Flujos de capitales, tipo de cambio, política monetaria.
Clasificación JEL : E0, F0, F3.

Durante la década pasada, las autoridades de política en distintos países emergentes han optado por limitar las fluctuaciones del valor de sus monedas respecto a las monedas de sus principales socios comerciales, usualmente el dólar americano. Dos características sobresalen de esta experiencia. Primero, la habilidad de limitar las fluctuaciones del tipo de cambio es asimétrica: Las autoridades poseen una variedad de herramientas para contrarrestar las presiones apreciatorias sobre sus monedas. En contraste, los esfuerzos para contener la depreciación de sus monedas típicamente chocan contra una fuerte ola de inversionistas renuentes a mantener un activo que esperan disminuya de valor. Esta asimetría requiere de un énfasis analítico diferente para abordar las opciones de política que busquen contrarrestar una apreciación versus una depreciación. En segundo lugar, las autoridades de política rara vez confían en un solo método para controlar el tipo de cambio. Esto se debe a que la mayoría de autoridades se muestran reacias a tomar el camino más seguro para eliminar las fluctuaciones cambiarias: subyugar su autonomía monetaria anclando

* Carmen M. Reinhart: University of Maryland, Department of Economics, 4118D Tydings Hall, College Park, MD 20742, (e-mail: creinhar@umd.edu). Vincent R. Reinhart: American Enterprise Institute, 1150 Seventeenth Street, N.W., Washington, DC 20036, (e-mail: vincent.reinhart@aei.org)
Este documento se expuso en la conferencia del Instituto Política Económica Internacional de Corea, *Capital Flows, Macroeconomic Management and Regional Cooperation in Asia*, donde se benefició de los comentarios de Prakash Loungani y otros participantes. Una versión anterior fue presentada en el *Konstanz Seminar on Monetary Policy and Theory*, de donde valoramos los comentarios Patrick Minford y otros participantes. April Gifford y Meagan Berry brindaron un excelente apoyo en esta investigación.

Este documento no representa necesariamente las opiniones del Banco Central de Reserva del Perú

su moneda a la de otro país. Por el contrario, prefieren una combinación de encajes, controles directos e intervención cambiaria.

En este estudio, aplicamos estas dos observaciones para responder sobre cuáles son las herramientas que las autoridades de los países emergentes tienen disponibles para contrarrestar las presiones apreciatorias del tipo de cambio. Como es evidente de nuestros trabajos previos, una de las más interesantes manifestaciones de las presiones cambiarias se da en la forma de entradas de capitales, como en Calvo y otros (1996) y Reinhart y Reinhart (1998). Por ello, también estudiamos cómo las autoridades de política controlan las fuertes olas de entrada de capitales.

En la sección 1 utilizamos una relación de paridad de tasas de interés para identificar las potenciales presiones al tipo de cambio. Esta sección también utiliza el análisis realizado en Calvo y Reinhart (2002) para concluir que los tipos de cambio, a pesar de que están sujetos a diferentes presiones, varían poco en la práctica, proporcionando así evidencia circunstancial de que las autoridades suavizan las variaciones cambiarias. En este punto, las variaciones en las reservas internacionales son una herramienta importante, pero no exclusiva. La sección 2 explica las diferentes opciones de política para moderar las variaciones del tipo de cambio. En la sección 3 pasamos a la práctica al considerar en qué medida la acumulación de reservas internacionales ha sido efectivamente esterilizada en diferentes países durante las últimas dos décadas, y se detallan las principales iniciativas de política orientadas a contener las fuerzas apreciatorias. Éste es el aspecto de mayor dificultad en este documento, dado que las autoridades de política de muchos países han tenido diversas formas de implementar sus políticas. Consideremos por ejemplo a China: en 2007 las autoridades en distintas ocasiones incrementaron las tasas de interés de préstamos y depósitos, elevaron el rango de variación aceptable del yuan, incrementaron los encajes, e hicieron esfuerzos para promover la salida de capitales. En la sección 4 presentamos las conclusiones y comentarios.

1 PRESIONES AL ALZA SOBRE EL TIPO DE CAMBIO

A pesar de que la habilidad de los economistas para explicar (y predecir) los movimientos del valor del tipo de cambio ha demostrado ser precaria, la profesión aún mantiene la fe en una simple relación. La paridad no cubierta de tasas de interés se mantiene como el caballo de batalla en la determinación del tipo de cambio en los modelos teóricos a pesar de su pobre desempeño en el campo empírico. Por necesidad, también aquí la utilizamos para explicar las fuerzas que tienden a generar presiones al alza en el tipo de cambio, especialmente aquellas asociadas a una fuerte entrada de capitales.

Por el momento, adoptamos la postura de un inversionista en los mercados emergentes que tiene dos alternativas, una inversión en su país de origen que proporciona una tasa de retorno nominal i en moneda doméstica y una inversión en el extranjero que proporciona un retorno de i^* en moneda extranjera. Definimos s como el valor de una unidad de moneda extranjera en moneda doméstica. El activo doméstico tiene una tasa impositiva t^d y está sujeta al riesgo de expropiación δ por año relativo a los activos emitidos por el país cuya moneda es usada como referente.[1] Luego, el retorno relevante del activo doméstico es

$$i - t^d - \delta \tag{1}$$

Si el inversionista doméstico opta por tomar una posición en el activo extranjero, el retorno nominal se traduce en moneda doméstica, el mismo que se espera varíe en el tiempo de acuerdo a la tasa $\dot{s}/s$ y a la

[1] Ver Reinhart (2000) para una discusión sobre la distinción entre el impuesto a mantener un activo y el de adquirirlo. La primera se parece a un depósito de encaje (no remunerado) mientras que el segundo se parece a un impuesto *a la* Tobin.

 © Marzo 2011 BCRP

tasa impositiva t^f que es recaudada o bien por el gobierno doméstico o por el extranjero.[2] Así, el retorno total del activo extranjero es:

$$i^* - \dot{s}/s - t^f \tag{2}$$

Los retornos de ambas estrategias de inversión - ajustados por una prima por riesgo ρ - deben ser equivalentes,

$$i - t^d - \delta = \rho + i^* - \dot{s}/s - t^f \tag{3}$$

Esta identidad puede ser útil para describir las presiones en el tipo de cambio. Si pasamos de tratar a esta ecuación no como una identidad sino como una relación de comportamiento, el signo de igualdad sirve como eje sobre el cual se balancean las demandas relativas de los activos . Esto es pensar en la prima por riesgo como un parámetro en lugar de un residuo. Los impulsos alcistas en el valor de la moneda doméstica pueden materializarse principalmente por tres razones:

1. **Reducción en la tasa de interés internacional**. *Ceteris paribus* una reducción de la tasa de interés internacional tiende a incrementar la demanda relativa por activos domésticos, induciendo una apreciación. Este efecto se manifestó de manera prominente en dos episodios recientes donde la Reserva Federal redujo su tasa de política monetaria a niveles inusualmente bajos, 3 por ciento en términos nominales en 1992 y 1 por ciento en el 2003. Estos bajos niveles llevaron a los inversionistas a buscar alternativas más rentables, muchas veces más riesgosas y a veces fuera de los Estados Unidos. Calvo y otros (1996) identificaron que los bajos niveles de las tasas de interés en los Estados Unidos fueron importantes para explicar los flujos de capitales. Actualizando este enfoque, Reinhart y Reinhart (2002) encuentra que los flujos reales de capitales privados, de inversión extranjera directa y de inversión de portafolio en los países emergentes han variado sistemáticamente de manera inversa con respecto a la tasa de interés nominal de corto plazo de los Estados Unidos en los últimos 30 años del siglo XX.

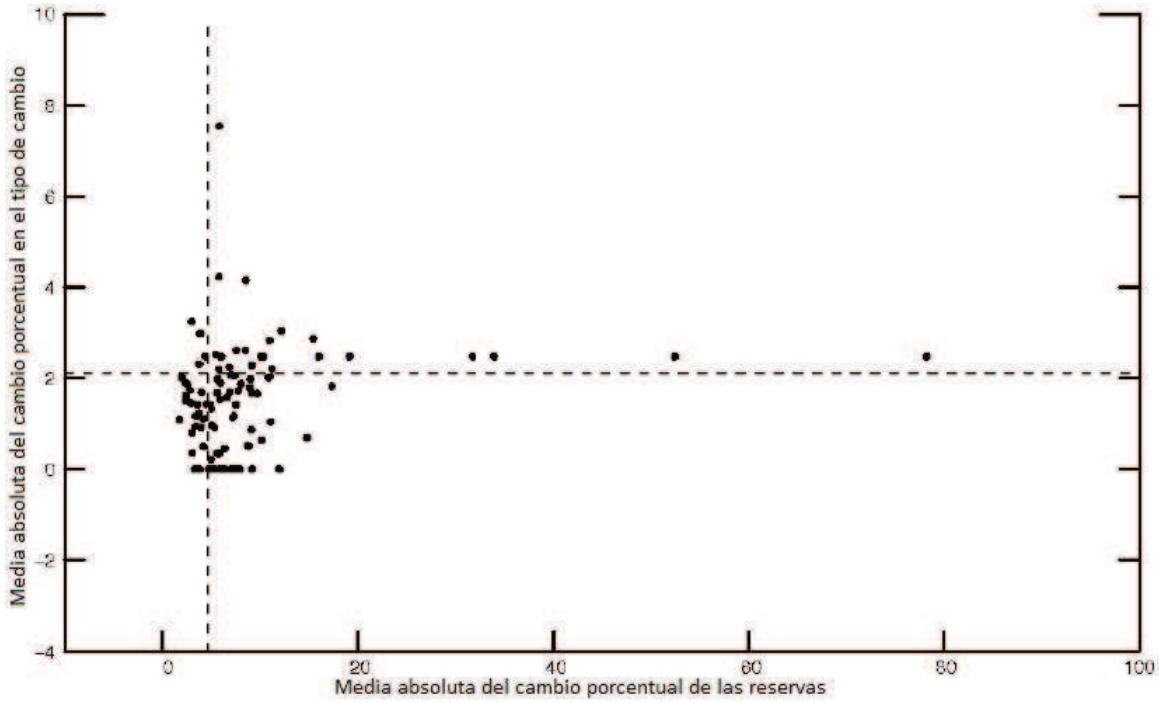
2. **Reducción en el riesgo de impago (*default*)**. Una mejora en las condiciones económicas y una consolidación fiscal están usualmente asociadas con un incremento en las presiones al alza del valor de la moneda de un mercado emergente. Dentro del esquema provisto por la condición de paridad, esto se explica por una reducción del diferencial de riesgo por impago. Esto ha sido evidente en países que experimentaron episodios en que el tipo de cambio presentó una fuerte apreciación luego de una mejora en las cuentas fiscales, del anuncio de una reforma estructural, y cuando los analistas externos - es decir, las agencias calificadoras de riesgo - mejoraban su evaluación. En efecto, la asociación entre el incremento del precio de los *commodities* y la apreciación de la moneda en economías emergentes refleja la compleja cadena causal a partir de un incremento en el precio de los *commodities* que mejora las condiciones fiscales, y por tanto, reduce el riesgo de impago.[3]

3. **Incremento en el apetito por riesgo**. Los momentos de mayor tolerancia al riesgo y/o menor percepción de riesgo por parte de los inversionistas globales tienden a estar asociados con la búsqueda de retornos por parte de los inversionistas globales y el ingreso de capitales a los mercados emergentes. En los Estados Unidos, por ejemplo, los menores rendimientos corporativos a

[2] El parámetro δ se interpreta como la diferencia de riesgo de impago entre países. El operador "." denota la derivada del tipo de cambio respecto al tiempo, y para mantener la notación simple, nos abstraemos de introducir incertidumbre en el análisis.

[3] Chen y Rogoff (2002), por ejemplo, encuentran una relación empírica robusta que vincula los tipos de cambio de Australia, Canadá y Nueva Zelanda con los índices de precios de *commodities* específicos en cada país.

GRÁFICO 1. *Variación en las reservas y el tipo de cambio en 98 países emergentes, 1990 - 2006*



Medias absolutas de la variación porcentual comparadas con la de Australia

		Reservas	
		< 4.61	≥ 4.61
Tipo de cambio	≥ 2.1	4.1	26.5
	< 2.1	21.4	48.0

NOTAS: En el gráfico, los valores de la línea horizontal y vertical son 2.1 y 4.61, respectivamente. Representan la media absoluta de la variación porcentual de las reservas internacionales y tipo de cambio de Australia, respectivamente. La fuente es el IFS del FMI, donde se tomó reservas internacionales (línea 11d) y el tipo de cambio (línea 00ag) (en dólares americanos, fin de período). En el cuadro, las medias son expresadas como porcentaje de un total de 98 países.

Los países utilizados son Antigua y Barbuda, Antillas Holandesas, Arabia Saudita, Argelia, Argentina, Bahamas, Bangladesh, Barbados, Belice, Benín, Bután, Bolivia, Botswana, Brasil, Burkina Faso, Burundi, Camerún, Cabo Verde, Corea, Ecuador, Egipto, El Salvador, Emiratos Árabes Unidos, Etiopía, Gabón, Gambia, Ghana, Guinea Ecuatorial, Granada, Guatemala, Guinea Bissau, Guyana, Haití, Honduras, Hungría, India, Indonesia, Islas Salomón, Israel, Jamaica, Jordania, Kenia, Líbano, Lesoto, Malasia, Maldivas, Mali, Malta, Marruecos, Mauricio, México, Myanmar, Níger, Omán, Pakistán, Panamá, Papúa Nueva Guinea, Paraguay, Perú, Filipinas, Polonia, Qatar, República Centroafricana, Ruanda, Rumania, Samoa, San Cristóbal y Nieves, Santa Lucia, San Vicente, Senegal, Seychelles, Sierra Leona, Singapur, Sudáfrica, Sri Lanka, Sudán, Surinam, Tanzania, Tailandia, Togo, Túnez, Turquía, Uganda, Uruguay, Vanuatu y Venezuela.

principios y mediados de los 90s, elevaron el precio de las acciones a finales de esta década, mientras que la baja volatilidad financiera en el 2005 y 2006 sirvieron para alentar el ingreso de capitales privados. En términos de la condición de paridad, ese incremento en el entusiasmo sobre los activos de los países emergentes marcaron una reducción en las primas por riesgo. *Ceteris paribus*, una disminución de la prima por riesgo se asocia con expectativas de apreciación del tipo de cambio.

Hemos analizado la condición de paridad de tasas de interés para identificar las razones por la que los tipos de cambio podrían variar. Sin embargo, muchos tipos de cambio no se mueven demasiado. La

observación de que existen diversas fuentes de presión sobre el tipo de cambio y la falta de volatilidad del mismo inducen en la práctica a una fuerte presunción de que las autoridades ejecutan medidas para limitar las fluctuaciones cambiarias. Esto se denomina como "el miedo a flotar" (*fear of floating*, Calvo y Reinhart, 2002). Esta resistencia a impedir que las fuerzas de mercado tomen su curso tiene varias razones, incluyendo la preocupación de que la creciente entrada de capitales pueda distorsionar los precios relativos, exacerbando la debilidad del sistema financiero y alimentando burbujas de precios. Estas preocupaciones tienden a agravarse si las autoridades perciben que los mercados financieros son volátiles. Disuadir la entrada de ese "dinero caliente" puede verse como un medio para suavizar el impacto de los volátiles apetitos externos por el riesgo. Pero no todo los capitales son "calientes", y disuadir el ingreso de capitales posiblemente limita los incrementos en el acervo de capital doméstico, con lo cual se reducen los recursos disponibles para la actividad económica.

La evidencia, por lo menos la presentada en Calvo y Reinhart (2002), sugiere que muchas autoridades se inclinan en contra de los flujos de capitales. Entre otros cálculos, estos autores construyen, para un número importante de países, la variación porcentual mensual del tipo de cambio y de las reservas internacionales. Luego comparan la probabilidad de que el tipo de cambio fluctúe menos y las reservas más en estos países que en sus referentes elegidos (Australia, Japón, y Estados Unidos). Las políticas que efectivamente se implementan tienden a ser consistentes con cambios más discretos en el tipo de cambio en la mayoría de países y uno de los instrumentos para alcanzar este objetivo parece ser el manejo de las reservas internacionales (en general, éstas cambian más en cualquier país que en los referentes).

El Gráfico 1 (p. 18) actualiza el análisis utilizando la variación porcentual mensual de los tipos de cambio (respecto al dólar americano) y las reservas internacionales (en dólares) para 97 países en desarrollo desde 1990 hasta el 2006. El cuadro adjunto al gráfico compara la media absoluta de los cambios porcentuales del tipo de cambio (a lo largo del eje vertical) con la media absoluta del cambio en las reservas internacionales (a lo largo del eje horizontal). Las líneas horizontales y verticales (en 2.1 y 4.6 respectivamente) representan el promedio muestral para Australia, un país conocido por su compromiso de flotación de su tipo de cambio. Como es evidente a partir del Gráfico 1 y del cuadro, siete de diez países en la muestra tienen tipos de cambios que fueron menos variables y reservas que fueron notoriamente más variables que en el caso del referente. Es también ilustrativo observar el cuadrante superior izquierdo del Gráfico 1 y el cuadro de contingencias, donde se aprecia que pocos países (4 por ciento) toleran tipos de cambio que son más variables y presentan reservas menos volátiles que el referente.

Por lo tanto, las autoridades de política en las economías emergentes aparentan hacer esfuerzos para limitar las fluctuaciones del tipo de cambio. Sin embargo, si la paridad de tasas de interés pretende explicar la determinación de los tipos de cambio, entonces los pasos que las autoridades siguen para disminuir las fluctuaciones cambiarias deben dejar huellas en dicha paridad. Ése es el tema de la siguiente sección.

2 HERRAMIENTAS PARA LIMITAR LAS FLUCTUACIONES DEL TIPO DE CAMBIO

La condición de paridad de tasas de interés proporciona múltiples opciones para que las autoridades de política contrarresten las fuerzas que de otra manera producirían una apreciación en el tipo de cambio. En este documento se detallan cuatro en particular.[4]

1. **Condiciones financieras externas.** En principio, la autoridad monetaria doméstica puede ajustar la tasa de interés doméstica punto por punto ante cualquier cambio en las condiciones financieras externas. Por ejemplo, si la autoridad monetaria externa reduce su tasa de interés de política

[4] Reinhart y Reinhart (1998) detalla opciones adicionales.

monetaria, la tasa doméstica podría reducirse en contrapeso, impidiendo así que se forme un desequilibrio entre el lado izquierdo y derecho de la condición de paridad que de otra forma habría generado una expectativa de variación sobre el tipo de cambio.

Por supuesto, ésta es la receta clásica que tiene una economía abierta para estabilizar el tipo de cambio abandonando su autonomía monetaria.[5] Sin embargo, en un mundo donde los flujos financieros son potencialmente volátiles el problema es más complicado. Las autoridades de mercados emergentes deben atar su tasa de política monetaria a condiciones financieras generales, no sólo a la tasa de interés externa. La tasa doméstica debe cambiar también ante los cambios en la percepción de riesgo por impago y la prima por riesgo, dos variables que deben ser inferidas, no observadas. Como un caso puntual, la Reserva Federal ha reducido su tasa de interés considerablemente en los últimos años, como respuesta en parte al debilitamiento de la economía doméstica, y en parte al incremento del riesgo de crédito asociado al mayor nerviosismo de los inversionistas. La reducción de la tasa de política monetaria y el incremento de la prima por riesgo trabajan en forma opuesta sobre las condiciones financieras de los Estados Unidos, hecho que lleva a las autoridades de los mercados emergentes a calibrar concienzudamente sus propias políticas. Es importante destacar que el cambio en la tasa de interés doméstica puede realizarse a través de operaciones de mercado abierto o intervenciones no esterilizadas sobre el tipo de cambio, que podrían producir efectos diferentes en otros elementos de la condición de paridad.

2. **Incremento en los impuestos a activos domésticos.** Las autoridades domésticas podrían reducir el entusiasmo de los inversionistas globales para invertir en mercados emergentes elevando los impuestos.[6] Nuevamente, tales variaciones podrían en principio contrarrestar los cambios en otras variables de la condición de paridad sin producir variaciones del tipo de cambio. Bartolini y Drazen (1997) sugieren que los cambios en los controles de capitales pueden servir como señales hacia los inversionistas extranjeros, y la política impositiva tendría efectos similares. Los inversionistas extranjeros pueden interpretar este incremento de impuestos a los no residentes como un intento de preservar el atractivo de los activos para los inversionistas residentes. Si este es el caso, los inversionistas extranjeros podrían llevar aún más capital al país, debido a que el incremento en la tasa de impuestos podría compensarse por la percepción de un menor riesgo de *default*.

3. **Disminuir los impuestos a activos extranjeros.** Si los flujos de capitales foráneos no pueden ser disuadidos, tal vez el gobierno pueda alentar salidas de capital de los residentes domésticos, manteniendo constantes los flujos netos (Laban y Larrain, 1993). Aparte del envío de señales discutido en el punto anterior, el mecanismo de reducción de impuestos a los activos externos es viable sólo si un impuesto de esta índole efectivamente existiera, ya que es altamente improbable que las autoridades lleguen al extremo de subsidiar las inversiones en el exterior.

4. **Realizar intervenciones esterilizadas.** Si los activos externos y domésticos son sustitutos imperfectos en los portafolios de los inversionistas, entonces los cambios en las participaciones relativas de los activos pueden afectar la prima por riesgo cambiario, generando presiones sobre el tipo de cambio. Los economistas, especialmente en economía internacional, han discutido ampliamente si los resultados teóricos son confirmados en la práctica. Schadler y otros (1993) concluyen que en países en vías de desarrollo existe espacio para las políticas de esterilización en el corto plazo, es decir, cambios en el crédito doméstico no son instantáneamente compensados

[5] Para el país de referencia, es importante notar que los efectos de la política monetaria son amplificados en la medida que los otros países lo siguen. La decisión de los N países de seguir al $(N+1)$-ésimo genera una dinámica diferente que cuando $N+1$ países fijan su tipo de cambio.

[6] Edwards (1999) revisa la experiencia sobre controles de capital en países emergentes.

 © Marzo 2011 BCRP

con cambios en los activos externos netos. Sin embargo, Frankel y Okungwu (1996) encuentran fuerte evidencia de perfecta movilidad de capitales en varios países emergentes que experimentaron fuertes entradas de capitales, generando mayores dudas sobre la habilidad para influenciar el tipo de cambio a través de la esterilización.

Otra línea de investigación argumenta que aún si los activos fueran sustitutos perfectos, la intervención esterilizada podría tener un rol importante en dar señales acerca de las intenciones de política. En efecto, la intervención cambiaria puede verse como un primer paso en una secuencia de acciones de política monetaria. Al determinar el tipo de cambio, los participantes del mercado dejarían de lado operaciones que perciben como irrelevantes para concentrarse en los cambios de la tasa de interés doméstica, llevando así a una asociación entre intervención y cambios en el valor de la moneda (Mussa, 1981). La evidencia de este hecho es mixta: Kaminsky y Lewis (1996) encontraron poca evidencia empírica para respaldar la hipótesis de señalización en los Estados Unidos, mientras Dominguez y Frankel (1993) concluyen lo contrario.

Es importante destacar que, dada cierta incertidumbre alrededor de la eficacia de todas estas políticas, las autoridades - adversas al riesgo - tienden a utilizar un conjunto de políticas en vez de una sola. Además, la combinación de estas tiende a ayudar en situaciones donde los factores domésticos e internacionales se tornan importantes. Por ejemplo, como se menciona líneas arriba, las autoridades domésticas se muestran reticentes a subyugar su autonomía monetaria respondiendo siempre a las condiciones financieras externas. En muchos casos, las autoridades deben apoyarse de intervenciones no esterilizadas para acotar las variaciones en el tipo de cambio pero elevando los encajes para contrarrestar el efecto neto en el stock de dinero doméstico (Reinhart y Reinhart, 1999). Sin embargo, en tanto los encajes no paguen una tasa de interés competitiva, representan un impuesto al sistema bancario. Los cambios en dicho impuesto pueden tener efectos reales, incluso en el tipo de cambio, dependiendo de la incidencia del impuesto.

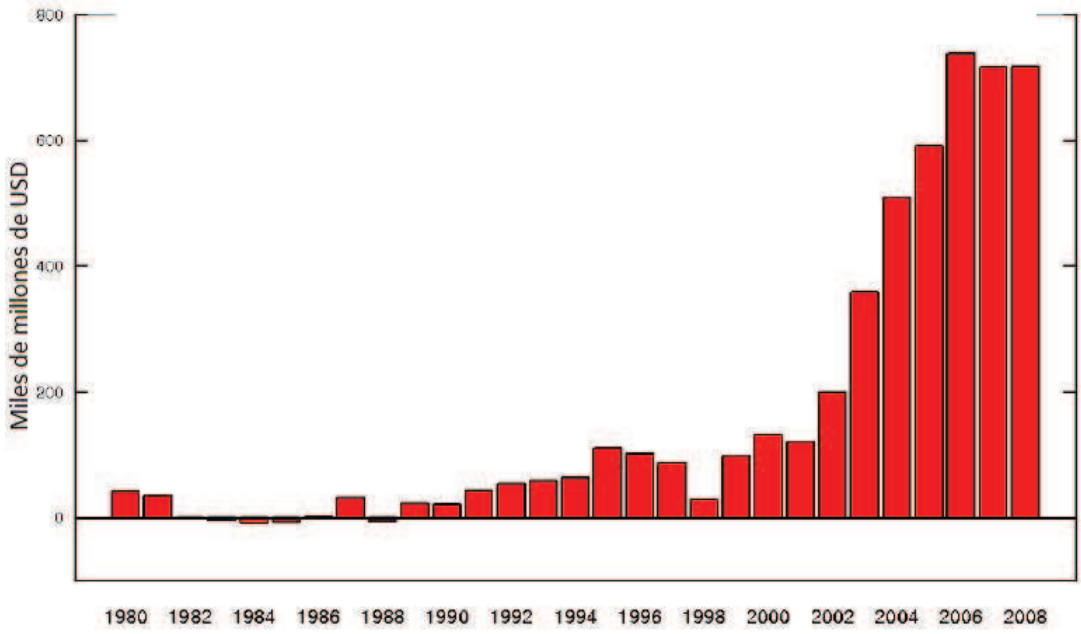
3 Acciones de las autoridades de los países emergentes

La literatura teórica sugiere que las autoridades de los mercados emergentes tienen herramientas a su disposición para reducir la apreciación de sus monedas. La observación de la poca volatilidad de muchos tipos de cambio sugiere el uso de al menos alguna de éstas. En esta sección, presentamos evidencia sobre qué herramientas se estarían utilizando para aislar a la economía doméstica de algunas de las consecuencias de estas acciones con respecto al tipo de cambio.

Como puede observarse en el Gráfico 2 (p. 22), las economías emergentes han acumulado reservas a gran escala. De acuerdo con el FMI, las reservas del grupo “Otros Países Emergentes y Países en Vías de Desarrollo” (que incluyen a China e India) van a incrementarse en 3/4 de billones de dólares en cada uno de los próximos años. Las reservas podrían incrementarse a través de intervenciones esterilizadas para mantener la prima por riesgo al cambiar los *stocks* relativos de activos o por intervenciones no esterilizadas que mantienen las tasas nominales bajas. Si fuera esta última la vía seguida por los hacedores de política, esperaríamos una asociación entre el *stock* de dinero doméstico y las reservas internacionales.

Para investigar el tema, se recolectó datos anuales de reservas internacionales y de stock de dinero doméstico de 30 economías no industrializadas a inicios de la década del 2000. El panel (a) del Gráfico 3 (p. 23) muestra los pares ordenados de las observaciones de cambio porcentual en el *stock* monetario doméstico en el eje vertical y el cambio porcentual de las reservas internacionales en el eje horizontal. El gráfico muestra además una regresión lineal de mínimos cuadrados ordinarios. Claramente, la acumulación de reservas internacionales no afecta al crecimiento monetario doméstico a principios de la década. Sin embargo, más recientemente las líneas de regresión señalan una tendencia al alza.

GRÁFICO 2. *Acumulación de reservas internacionales, países emergentes y países en vías de desarrollo*



FUENTE: FMI, Base de datos del *World Economic Outlook* (Abril, 2007).

Esta tendencia puede observarse con mayor claridad en el panel (b) del Gráfico 3, donde se muestran las pendientes de la regresión a través del tiempo. El gráfico puede interpretarse como la elasticidad de la oferta monetaria doméstica respecto a las reservas internacionales. Esta elasticidad es normalmente cercana a cero. Sin embargo, en los años más recientes las autoridades han tenido dificultades en contrarrestar la compra masiva de divisas ya que la pendiente se ha elevado.

¿Por qué la herramienta de política directa que usualmente ocupa la escena central en los modelos teóricos - el cambio en reservas - parece tener tan poco efecto doméstico? La poca profundidad de los mercados financieros genera dudas de que la explicación de esta evidencia sea la esterilización. Más bien, ello podría señalar que las autoridades utilizan otras herramientas a su alcance, incluyendo las tasas de encaje para hacer frente a los efectos de la intervención no esterilizada. Para dar luces sobre el tema, hemos acumulado información de las acciones oficiales dirigidas hacia el tipo de cambio en más de 100 países en la última década a partir de una variedad de fuentes, prestándole particular atención a las tasas de encaje. El detalle de los resultados se brinda en una hoja de trabajo disponible en internet, pero conviene resaltar algunos resultados.[7]

Las experiencias de política cambiaria son cuantiosas y las formas de aplicación pueden ser diversas. Países tan variados como Croacia, Corea del Sur y Vietnam han elevado sus encajes en los últimos años para controlar la expansión del crédito doméstico. Encabezando la tabla está el Banco Popular de China que ha incrementado su ratio de encaje seis veces en los primeros siete meses de 2007 para contener los efectos de las abultadas reservas internacionales sobre el stock de dinero doméstico. En muchos países, los diferentes ajustes de política son posibles dado que los encajes a los depósitos difieren en tipo, tiempo de maduración, y composición por moneda.

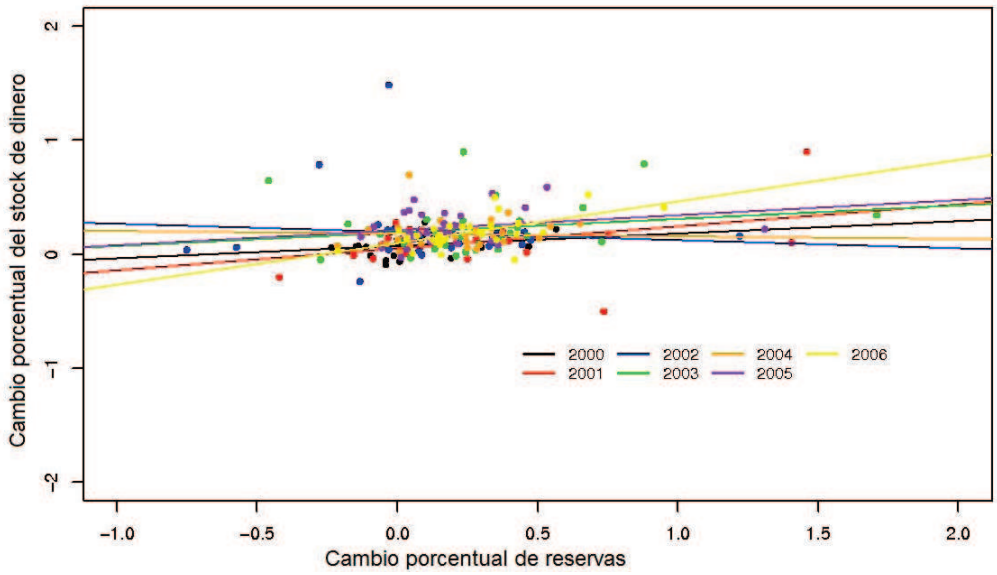
El instrumento del encaje también tiene un aparente valor de opción para las autoridades a pesar que los encajes efectivos no se muevan por periodos largos. Por ejemplo, en un informe reciente del Banco

[7] La hoja de trabajo fue preparada por April Gifford y está disponible en `http://www.wam.umd.edu/~creinhar/`.

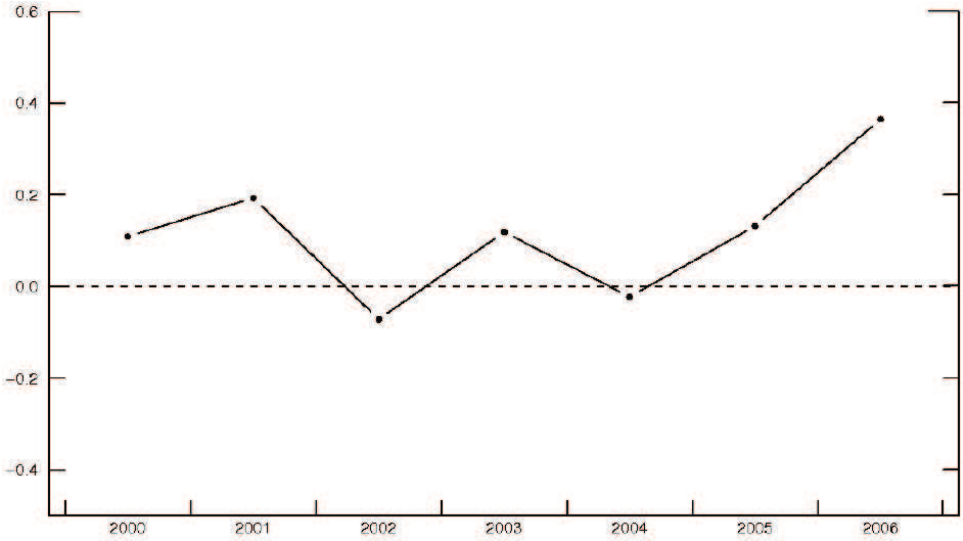
 © Marzo 2011 BCRP

GRÁFICO 3. *Cambios en las reservas y la masa monetaria, países emergentes 2000 - 2006*

(a) Cambios en las reservas y la masa monetaria



(b) Elasticidad del dinero respecto a las reservas



NOTA: Países utilizados en el análisis: Argentina, Bahamas, Barbados, Bosnia, Bulgaria, China, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Estonia, Filipinas, Honduras, Hungría, India, Jamaica, Corea, Kuwait, Líbano, Lituania, Macedonia, Malta, Omán, Pakistán, Perú, Polonia, Qatar, Rusia, Singapur, Trinidad y Uruguay. Datos para el dinero están en la línea 34 y para reservas en 1ld en el IFS (FMI).

Central de la India se sostiene que:

> "…es importante mantener la flexibilidad del uso de los encajes cuando sea necesario."

En años recientes, varias instituciones financieras internacionales han reconocido que tal herramienta puede ser útil. Como ejemplo, entre las conclusiones preliminares de la consulta del Artículo IV del Fondo Monetario a las autoridades de Kazajstán en 2006 se encuentra que:

> "…el Banco Nacional de Kazajstán debe actuar rápido para absorber la liquidez y reducir el ritmo de expansión del crédito. Esto puede obtenerse incrementando la tasa de interés de

> los depósitos por lo menos a niveles internacionales o ampliando la cobertura de los encajes para incluir a todos los pasivos, lo que también ayudaría a reducir el financiamiento externo. Adicionalmente, se debe considerar un incremento moderado y temporal de los encajes para disminuir la liquidez."

Sin embargo, algunas autoridades nacionales como Australia, Dinamarca, El Salvador, Hong Kong, Suecia y Suiza han evitado el uso de encajes. Menos intervencionistas aún son el puñado de economías que ha renunciado a la independencia de su política monetaria, incluyendo los que participan en uniones monetarias (*currency boards*) como Brunei y Hong Kong, y el totalmente dolarizado Ecuador.

Si bien esta revisión destaca los encajes, también se consideran los controles a la entrada de capitales, a la salida de capitales y los cambios en las bandas cambiarias oficiales como alternativas válidas. La complejidad de la realidad sugiere que los investigadores deban incorporar las diferentes alternativas de política cambiaria en su modelación.

4 Conclusiones

La experiencia de las economías emergentes en la última década ofrece una serie de experimientos gubernamentales que han servido para influenciar los movimientos del tipo de cambio. Lamentablemente, pocas de ellas son experimentos controlados. Podemos determinar las correlaciones entre las diferentes variables; por ejemplo, las bajas tasas de interés internacionales asociadas a entradas de capitales y a los mayores impuestos a dichas entradas. Sin embargo, la causalidad entre tales variables es difícil de determinar. Las diversas acciones de política descritas se interpretan como evidencia de:

- Desagrado por la apreciación del tipo de cambio cuando hay entrada de capitales,
- Creencia que los instrumentos de política pueden ser efectivos, y
- Reconocimiento de que no hay un solo instrumento que sea completamente efectivo.

Adicionalmente, las autoridades parecen reacias a limitarse al triángulo de hierro de las finanzas internacionales que sostiene que solo dos de los siguientes tres objetivos pueden ser alcanzados simultáneamente: Libre movilidad de capitales, tipo de cambio fijo y autonomía monetaria. Incluso cuando los inversionistas dirigen su capital internacionalmente de forma vigorosa, las autoridades buscan determinar algún mecanismo de control monetario y al mismo tiempo mantener un tipo de cambio estable. Cuando ingresan capitales globales, la preferencia por un tipo de cambio relativamente estable usualmente requiere de la acumulación de reservas internacionales. Una herramienta importante para contener las consecuencias sobre la liquidez doméstica de la acumulación de reservas es la tasa de encaje, que es vista usualmente como diseñada a la medida de cada tipo de instrumento, tiempo de maduración y moneda. Sin embargo, no hay que olvidar que también hay otras herramientas en el arsenal de las autoridades de política.

Referencias

Bartolini, L. y A. Drazen (1997), "Capital account liberalization as a signal", *American Economic Review*, 87(1), 138-154.

Calvo, G., L. Leiderman, y C. Reinhart (1996), "Inflows of capital to developing countries in the 1990s", *Journal of Economic Perspectives*, 10(2), 123-139.

Calvo, G. y C. Reinhart (2002), "Fear of Floating", *Quarterly Journal of Economics*, CXVII(2), 379-408.

 © Marzo 2011 BCRP

Chen, Y. y K. Rogoff (2002), "Commodity currencies and empirical exchange rate puzzles", DNB Staff Reports 76.

Dominguez, K. y J. Frankel (1993), "Does foreign exchange intervention matter? The portfolio effect", *American Economic Review*, 83, 1356–1359.

Edwards, S. (1999), "How effective are capital controls?", *Journal of Economic Perspectives*, 13(4), 65-84.

Frankel, J. y C. Okongwu (1996), "Liberalized portfolio capital inflows in emerging markets: Sterilization, expectations, and the incompleteness of interest rate convergence", *International Journal of Finance and Economics*, 1(1), 1–23.

Kaminsky, G. y K. Lewis (1996), "Does foreign exchange intervention signal future monetary policy?", *Journal of Monetary Economics*, 37(2-3), 285–312.

Labán, R. y F. Larraín (1993), "Can a liberalization of capital outflows Increase net capital inflows?", Pontificia Universad Catolica de Chile, Documento de trabajo 155.

Mussa, M. (1981), "The role of official intervention", Group of Thirty, Occasional Paper 6.

Reinhart, V. (2000), "How the machinery of international finance runs with sand in its wheels", *Review of International Economics*, 8(1), 74–85.

Reinhart, C. y V. Reinhart (1998), "Some lessons for policy makers who deal with the mixed Blessing of capital inflows", en Kahler, M. (ed.), *Capital Flows and Financial Crises*, Council on Foreign Relations Book (Ithaca, NY: Cornell University Press, 1998), 93-127.

Reinhart, C. y V. Reinhart (1999), "On the use of reserve requirements in dealing with the capital-flow problem", *International Journal of Finance y Economics*, 4(1), 27-54.

Reinhart, C. y V. Reinhart (2002), "What hurts emerging markets most? G-3 exchange rate or interest rate volatility?", en Edwards, S. y J. Frankel (eds.), *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, Chicago: University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, pp. 133-170.

Schadler, S., M.Carkovic, A. Bennett, y R. Khan (1993), "Recent experiences with surges in capital inflows", IMF Occasional Paper 108.

Derechos Reservados © 2011 Banco Central de Reserva del Perú
Revista Estudios Económicos **20**, 27 - 56 (Marzo 2011)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/estudios-economicos-no-20.html

Indicadores tendenciales de inflación y su relevancia como variables indicativas de política monetaria

ADRIÁN ARMAS, LUCY VALLEJOS Y MARCO VEGA*

El Banco Central de Reserva del Perú opera bajo un esquema de metas explícitas de inflación. Esto implica el compromiso de situar el nivel de inflación en un promedio cercano a 2 por ciento a lo largo del tiempo. Sin embargo, la inflación total presenta alta volatilidad debido principalmente a que el componente de alimentos en la canasta del consumidor es relativamente alto en comparación a países más desarrollados, por lo que las variaciones de precios relativos de los alimentos afectan la inflación total de una manera más drástica. El propósito de este documento es caracterizar el proceso inflacionario reciente en varias dimensiones. Así, se descompone la dinámica de la inflación en márgenes intensivos y extensivos, se estudia además la relación entre la tasa de inflación y los momentos de corte transversal en las variaciones de precios, la volatilidad de la inflación, las expectativas inflacionarias, diversos indicadores de inflación, y por último se evalúa un grupo de medidas de inflación subyacente.

Palabras Clave : Inflación, política monetaria.
Clasificación JEL : C22, C53, G01, G15, G17, G21, G32.

El BCRP conduce formalmente su política monetaria bajo un esquema de metas explícitas de inflación (MEI) desde el año 2002. Durante este periodo el proceso de política monetaria ha ido evolucionado para adecuarse mejor a los retos que se presentan en este esquema. En esta línea, la recolección y análisis intensivo de información clave que guíe sobre el estado de la actividad económica o de los movimientos en el nivel general de precios se han convertido en una tarea de suma importancia para el Banco Central.

A pesar de que el esquema MEI se inició oficialmente en el año 2002, el BCRP ha tenido un objetivo numérico anual de inflación desde 1994. La meta numérica se define en términos de la variación porcentual del IPC de Lima Metropolitana respecto al mismo mes del año anterior. El valor de esta meta es de 2 por ciento y admite un rango de tolerancia de ±1 punto porcentual. Un análisis de la necesidad de pasar a un esquema de metas explícitas de inflación en el caso del Perú se puede encontrar en Armas y otros (2001).

* Armas: BCRP (e-mail: adrian.armas@bcrp.gob.pe). Vallejos: BCRP (e-mail: lucy.vallejos@bcrp.gob.pe). Vega: BCRP, Jr. Miró Quesada 441-445, Lima 1, Perú, Teléfono +511 613-2000 anexo 3871, y Pontificia Universidad Católica del Perú (e-mail: marco.vega@bcrp.gob.pe).
Los autores agradecen el apoyo de Renzo Castellares, Nuria Costa-Jussá, Milenka Moschella y Luis Valdivia en la elaboración de este documento.

Este documento no representa necesariamente las opiniones del Banco Central de Reserva del Perú

En este marco de política monetaria resulta relevante entender de cerca el fenómeno de la inflación. En este sentido, el presente documento tiene por objetivo realizar un análisis de la inflación y sus diversos componentes así como de indicadores afines. El análisis se realiza principalmente para el periodo en el que ha estado vigente el esquema MEI hasta diciembre de 2009, aunque algunos cálculos utilizan una muestra que va más hacia atrás. A partir de 2010 el INEI actualizó la canasta de consumo que se utiliza para medir el IPC de Lima. Con esta actualización la canasta de bienes se amplió y las ponderaciones de los bienes que componen la canasta cambió sustancialmente.[1]

Durante el periodo de análisis han ocurrido eventos transitorios y de duración pasajera que han afectado el sistema de precios. El caso más relevante es el aumento de los precios internacionales de alimentos ocurrido durante el 2008. Este hecho provocó un incremento en la inflación total que llegó hasta un nivel de 6.65 por ciento a diciembre de 2008, un valor relativamente alto para los estándares de baja inflación observados en promedio para la década. Lo destacable es que este tipo de choques en los precios de alimentos son por naturaleza efímeros y tienen un efecto transitorio en la inflación ante el cual - en principio - la política monetaria no tiene por qué actuar. Sin embargo, el peligro de estas subidas de precios de alimentos es que pueden desencadenar efectos de segunda vuelta sobre la inflación a través de empujes de costos o expectativas.[2]

Por ello, en un contexto de choques inflacionarios de este tipo, un banco central siempre requiere de herramientas para determinar qué parte de la inflación parece duradera y qué parte parece transitoria. En este sentido, los bancos centrales observan de cerca las medidas de inflación subyacente que capturan las tendencias inflacionarias latentes y observan indicadores de inflación alternativos que permiten aislar los componentes transitorios de los más persistentes.

En la siguiente sección se estudian algunas características saltantes del proceso inflacionario reciente. Luego, en la sección 2 se describe distintos indicadores de inflación seguidos por el BCRP para pasar luego en la sección 3 a evaluar distintas medidas de inflación subyacente en términos de las bondades que debe tener todo indicador de inflación subyacente. En la sección 4 se concluye.

1 Características recientes del proceso inflacionario

La inflación es el incremento del nivel general de precios en una economía. La inflación se convierte efectivamente en un problema cuando el incremento de los precios es relativamente alto y continuo ya que ello representa una pérdida rápida del poder adquisitivo de la población. Por ello, los bancos centrales generalmente tienen como objetivo lograr que la tasa de inflación sea baja. Así, en los países más desarrollados la tasa de inflación objetivo bordea el 2 por ciento anual mientras que en los países en desarrollo los bancos centrales tienen objetivos entre 2 y 4 por ciento. En el caso del Perú, la meta de inflación es de 2 por ciento en términos anuales y se mide de acuerdo a la variación porcentual del índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana. En Armas y otros (2001) se explican los argumentos a favor del uso del IPC para efectos de la meta en el contexto del esquema MEI en referencia a otras variables que pueden ser utilizadas para medir la evolución de los precios como el deflactor del PBI, el índice de precios al por mayor, entre otras. En particular, dicho documento destaca que la inflación del IPC de Lima Metropolitana es un indicador que es de conocimiento amplio por parte del público, es calculado por un ente ajeno al BCRP y no se revisa hacia atrás como es el caso del deflactor de precios del PBI.

Metodológicamente, la medición de la inflación se hace a partir de la definición del índice de precios

[1] En el Anexo se detallan los cambios ocurridos con esta nueva medición del INEI respecto a la canasta anterior.
[2] Winkelried (2010) realiza una reflexión sobre los determinantes estructurales del proceso inflacionario reciente.

 © Marzo 2011 BCRP

al consumidor:

$$P_t = \sum_{i=1}^{N} \omega_i P_{i,t} \,, \tag{1}$$

donde $P_{i,t}$ es el índice de precios correspondiente al rubro i respecto al periodo base y ω_i es el peso relativo del rubro i en la canasta del consumidor típico de Lima Metropolitana.[3] El rubro i puede representar diversos niveles de desagregación de acuerdo a la agrupación que se escoja. En términos de la clasificación provista por el INEI, hasta diciembre 2009, el índice general presentaba 8 categorías principales que se subdividían en 31 grupos, 55 subgrupos, 163 artículos y 515 variedades. Aproximadamente 40 mil precios eran recolectados cada mes de 5 mil establecimientos comerciales, incluyendo 41 mercados, 5 supermercados, 500 viviendas alquiladas, 505 centros educativos, y 210 líneas de transporte urbano e inter-urbano.

Las ponderaciones ω_i se derivaban de la Encuesta Nacional de Propósitos Múltiples (ENAPROM) que se llevó a cabo entre octubre de 1993 y setiembre de 1994 en Lima. Las ponderaciones fueron actualizadas en enero de 2002 como resultado de la revisión de la metodología del INEI. Los principales resultados de esta revisión fueron el incremento del número de hogares incluidos en la muestra, la inclusión de 45 productos nuevos, la exclusión de 18 artículos en desuso, la actualización de tiendas y marcas, y el uso de una media geométrica para variedades heterogéneas.[4]

La inflación se define como la tasa de cambio porcentual del IPC

$$\pi_t = \frac{\Delta P_t}{P_t} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_t} \,, \tag{2}$$

donde ΔP es el operador de diferencias simples aplicada sobre el índice de precios. Aplicando dicho operador sobre la ecuación (1) se tiene

$$\Delta P_t = \sum_{i=1}^{N} \omega_i \Delta P_{i,t} \,. \tag{3}$$

Por tanto, los cambios en el nivel general de precios son un promedio ponderado de los cambios observados en los rubros que lo conforman. Luego, se puede expresar la inflación como

$$\pi_t = \frac{\Delta P_t}{P_t} = \sum_{i=1}^{N} \frac{\omega_i P_{i,t}}{P_t} \frac{\Delta P_{i,t}}{P_{i,t}} \,. \tag{4}$$

Ésta última ecuación se puede reacomodar en los siguientes términos

$$\pi_t = \sum_{i=1}^{N} \left(\frac{\omega_i P_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N} \omega_i P_{i,t}} \right) \frac{\Delta P_{i,t}}{P_{i,t}} \,, \tag{5}$$

donde resulta que la inflación es el promedio ponderado de las variaciones de los precios de cada uno de los artículos. Los coeficientes de ponderación resaltados en paréntesis son cambiantes en el tiempo y dependen básicamente de la dispersión de precios relativos. Es decir, si un artículo en particular se hace más caro que otros, las variaciones en sus precios tendrán una importancia mayor en la determinación

[3] En INEI (2001) se pormenorizan los cálculos en la construcción del IPC.

[4] El uso de la media geométrica asume que las variedades heterogéneas tienen algún grado de sustituibilidad.

de la inflación total. Sin embargo, en teoría si un bien se hace relativamente más caro, su ponderación verdadera en la canasta debería caer. Dado que los ponderadores oficiales ω_i no pueden ser ajustados de manera dinámica, la inflación reportada tiende a crear un sesgo de sustitución. El sesgo fue bastante marcado en la construcción del IPC hasta diciembre 2009. Esto se debió principalmente a dos razones. Primero, la relativa antigüedad de la encuesta ENAPROM y por ende, de las ponderaciones de cada bien o servicio en la canasta. Segundo, es bastante conocido que el uso del índice Laspeyres agudiza el sesgo de sustitución.[5]

El sesgo por sustitución ocurre porque el IPC no incluye productos nuevos, nuevos puntos de venta ni cambios en calidad.[6] Por ello, es deseable que el INEI actualice la canasta de medición de manera constante. El INEI inició en el 2009 una nueva encuesta de consumo la que condujo a un nuevo índice con base en 2010 (ver Anexo al final de este documento).

La inflación entre los años 2002 y 2009 fue relativamente baja y estable, alcanzando un promedio de 2.6 por ciento. Sin embargo, durante este periodo hubo un episodio de inflación internacional elevada debido a las alzas extraordinarias de las cotizaciones internacionales de alimentos no vistas desde la década de los 70's. La inflación se incrementó hasta 6.65 por ciento (desde 1.1 por ciento en 2006 y 3.9 por ciento en 2007), principalmente impulsada por el incremento en el precio de los *commodities* (trigo, aceite de soya, maíz) que catapultó el precio de los alimentos domésticos (pan, fideos, petróleo, aceite, pollo). El alza de precios internacionales de fertilizantes también tuvo un impacto negativo sobre el rendimiento de cultivos cruciales como la papa ya que se redujo el uso de estos insumos claves para la producción agrícola. Este aumento del precio de los alimentos fue una característica internacional del año 2008, pero tuvo un mayor impacto en países como el Perú donde los alimentos tienen una mayor ponderación en la canasta de consumo.

El Cuadro 1 (p. 31) muestra la evolución de la inflación, dividida entre sus componentes subyacentes y no subyacentes, desde comienzos del esquema de MEI hasta la actualidad. Como se estudia en la sección 3, la inflación subyacente es la que tiene más relevancia para la instrumentalización de la política monetaria al reflejar más de cerca las verdaderas presiones inflacionarias existentes. La inflación no subyacente por su parte refleja principalmente cambios en precios relativos de carácter transitorio. Hasta el 2006 la inflación promedio se encontraba al mismo nivel que la meta de inflación. Luego, en 2007 se inicia un periodo de aumento de inflación ligado a incrementos en las cotizaciones de *commodities* alimenticios a nivel mundial. El aumento de precios alimenticios generó alzas primero de los elementos no subyacentes de la inflación para luego contaminar los componentes subyacentes. Este hecho hizo más complicado el análisis de las señales subyacentes en la inflación puesto que - en tiempo real - se hizo difícil deslindar los empujes inflacionarios de demanda de aquellas presiones ligadas al aumento de los precios de *commodities*.[7] Es en esta situación que el Banco Central comenzó a tomar particular atención a otros indicadores de inflación además de la inflación subyacente que se solía reportar. En particular destacan las diversas medidas de inflación que se construyen en el Banco Central, así como otros índices

[5] Un artículo clásico que explica la relación entre el índice de Laspeyres y el sesgo de sustitución es Braithwait (1980).

[6] Para el caso del Perú se han realizado dos estudios que miden el sesgo de sustitución. Cabredo y Valdivia (1998) encuentran que el valor promedio anual del sesgo para el período 1980-1994 fue de 11 puntos porcentuales y Escobal y Castillo (1994) estiman un sesgo promedio anual de 9.2 puntos porcentuales para el periodo 1979-1993. Estos estimados resultan grandes debido a que las muestras utilizadas incluyen periodos de alta inflación. Es una agenda pendiente en la investigación actual estimar el sesgo de sustitución en la medición del IPC en la era de tasas de inflación bajas de esta década.

[7] Algunos meses después de estos eventos, Salas (2009) concluye que los choques domésticos de demanda fueron los más relevantes hasta 2005 aproximadamente, mientras que posteriormente los choques asociados a la inflación externa y a los términos de intercambio explican mejor las fluctuaciones inflacionarias. A diferencia de Salas (2009), Lavanda y Rodríguez (2010), utilizando una muestra más grande, encuentra que los choques predominantes fueron los de demanda a excepción de breves episodios donde prevalecieron choques de oferta transitorios.

 © Marzo 2011 BCRP

CUADRO 1. *Inflación subyacente y no subyacente últimos 12 meses*

	Peso	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Promedio
Inflación	100.0	1.52	2.48	3.48	1.49	1.14	3.93	6.65	0.25	2.60
Inflación subyacente	60.6	1.23	0.73	1.23	1.23	1.37	3.11	5.56	2.35	2.09
Alimentos	25.0	0.70	0.19	2.29	0.80	1.42	4.90	8.35	2.58	2.62
Resto	35.5	1.59	1.07	0.50	1.63	1.28	1.89	3.51	2.16	1.70
Inflación no subyacente	39.4	1.96	5.16	6.75	1.87	0.83	5.07	8.11	−2.54	3.35
Alimentos	22.5	0.28	3.73	5.82	1.62	2.06	7.25	10.97	−1.41	3.72
Resto	16.9	4.22	7.00	7.90	2.17	−0.67	2.37	4.39	−4.10	2.84

NOTA: El promedio es igual a la tasa media anualizada del crecimiento del IPC.

ligados al avance de los precios.

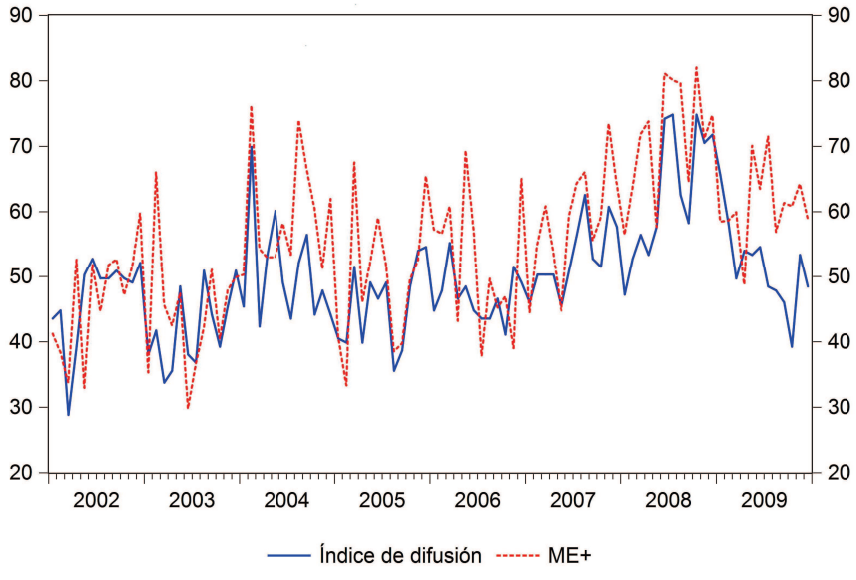
A continuación, se discuten algunas de las características del proceso inflacionario en el Perú: la dispersión transversal en el incremento de precios, la volatilidad del cambio de los precios en su dimensión temporal y transversal, las rigideces de precios y las expectativas de inflación.

1.1 EL ÍNDICE DE DIFUSIÓN DEL IPC

Un indicador utilizado para examinar la tendencia de que la mayoría de los precios se mueve en una dirección es el índice de difusión, que se define como el porcentaje de artículos con una variación positiva de un mes al otro. El Gráfico 1 muestra que entre 2002 y 2003 el índice se mantuvo por debajo del 50 por ciento, luego hasta mediados de 2007 el índice se mantuvo alrededor del 50 por ciento. A partir de mediados de 2007 se observa que el índice comienza a mostrar un importante incremento hasta fines de 2008 cuando comienza a aminorar y retornar nuevamente a porcentajes de alrededor del 50 por ciento.

Se aprecia entonces cierta relación entre los niveles de inflación y el índice de difusión, especialmente durante episodios de inflación relativamente alta. Para entender mejor la relación entre dichas medidas,

GRÁFICO 1. *Índice de difusión y* $ME_t^{(+)}$



CUADRO 2. *Momentos no condicionales del análisis de márgenes*

	Media %	Desviación estándar	Correlación con inflación
Inflación	0.21	0.34	
Margen extensivo (ME)	0.80	0.11	0.04
Margen intensivo (MI)	0.32	0.44	0.98
Margen extensivo + ($ME^{(+)}$)	0.55	0.12	0.36
Margen extensivo − ($ME^{(-)}$)	0.25	0.08	−0.51
Margen intensivo + ($MI^{(+)}$)	1.25	0.50	0.72
Margen intensivo − ($MI^{(-)}$)	−1.80	0.60	0.21
Término positivo (POS)	0.68	0.27	0.89
Término negativo (NEG)	−0.43	0.15	0.67
Índice de difusión	0.50	0.09	0.28

NOTAS: Se utilizan datos del portal del INEI desde enero 2002 hasta diciembre 2009. La tasa de inflación es mensual.

se analiza la inflación en términos de márgenes a nivel intensivo y extensivo. La tasa de inflación es una combinación de la intensidad en el cambio porcentual de algunos precios nominales (margen intensivo) o la cuantía de rubros que están cambiando de precios (margen extensivo). Este último término está de alguna manera ligado al índice de difusión.

A partir de la ecuación (5) se puede mostrar que

$$\pi_t = \left(\sum_{i=1}^{N} \theta_{i,t} I_{i,t}\right)\left(\frac{\sum_{i=1}^{N} \theta_{i,t}\Delta P_{i,t}/P_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^{N} \theta_{i,t} I_{i,t}}\right), \tag{6}$$

donde $\theta_{i,t} = \omega_i P_{i,t} / \sum_{i=1}^{N} \omega_i P_{i,t}$ y el índice $I_{i,t}$ toma el valor de 1 si el bien i cambia de precio en el mes t. El primer paréntesis se refiere al margen extensivo, es decir, la fracción ponderada de rubros del IPC que cambian y se denota por ME_t. El segundo paréntesis indica la cuantía ponderada del incremento de los precios y se suele denominar como margen intensivo MI_t. Con lo cual la tasa de inflación mensual se puede descomponer como el producto del margen intensivo y el margen extensivo

$$\pi_t = ME_t \times MI_t\,. \tag{7}$$

Siguiendo esta idea, se verifica además que la inflación puede ser descompuesta en términos de márgenes positivos y negativos que se construyen de la misma manera que en la ecuación 6 pero teniendo en cuenta el signo de los cambios en los precios:

$$\pi_t = ME_t^{(+)} \times MI_t^{(+)} - ME_t^{(-)} \times MI_t^{(-)} \tag{8}$$

A partir del Gráfico 1 se observa que el índice de difusión guarda bastante cercanía a $ME_t^{(+)}$ que representa a la suma de todas aquellas ponderaciones cuyos precios han tenido cambios estrictamente positivos.[8] La dinámica semejante de estas dos medidas es resumida en un coeficiente de correlación de 73 por ciento.

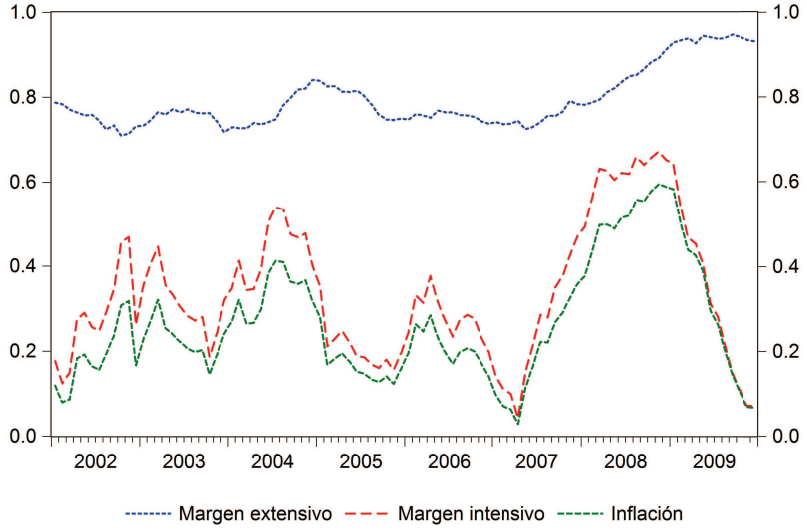
En el Cuadro 2 se reportan los momentos no condicionales tomados a márgenes intensivos y extensivos. Se aprecia que a pesar de que el ritmo de inflación promedio ha sido de 0.21 por ciento en la muestra (2.5 por ciento en términos anualizados), el promedio de cambios de precios de aquellos

[8] En este sentido, $ME_t^{(+)}$ es un índice de difusión ponderado por el peso $\theta_{i,t}$ en la canasta.

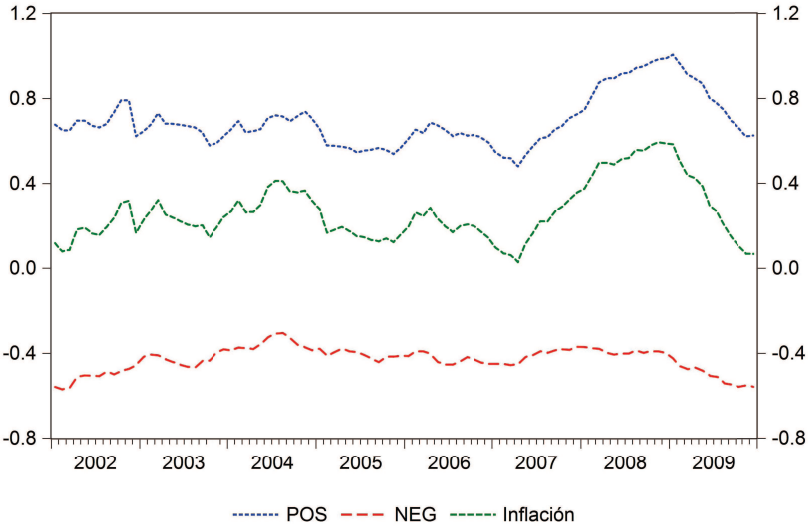
 © Marzo 2011 BCRP

GRÁFICO 2. *Componentes de la inflación (promedios móviles 12 meses)*

(a) Margen intensivo y extensivo



(b) Efectos positivos y negativos



bienes que cambiaron de precio (margen intensivo) llega a 0.32 por ciento en promedio (3.9 por ciento anualizado). Se observa también que el margen extensivo positivo ($ME_t^{(+)}$) tiene una media ligeramente mayor que el índice de difusión lo que explica por qué $ME_t^{(+)}$ está mejor correlacionado con la inflación.

En el Gráfico 2 se describe la evolución de los márgenes que contribuyen a la inflación. Se observa que durante el periodo de tasas de inflación altas observadas durante 2008, el margen extensivo se incrementó paulatina y considerablemente desde un promedio inferior a 0.8 observado antes de dicho episodio hasta valores superiores a 0.9 por ciento. Ese hecho evidencia el poder de propagación que tuvo el choque internacional en los precios de *commodities*.

1.2 VOLATILIDAD DE SERIES DE TIEMPO Y CORTE TRANSVERSAL

Sobre la base del análisis efectuado anteriormente se puede realizar un ejercicio de descomposición de varianza. Se realizan dos formas de descomposición. A partir de la ecuación (7) se explica la varianza de

CUADRO 3. *Descomposición de varianza de la inflación mensual*

Ecuación (7)		Ecuación (8)	
Varianza de la inflación	0.125	Varianza de la inflación	0.125
Varianza del margen extensivo	0.001	Varianza del término positivo	0.075
Varianza del margen intensivo	0.125	Varianza del término negativo	0.023
Término de covarianza	−0.001	Término de covarianza	0.022

NOTAS: Se utilizan datos del portal del INEI desde enero 2002 hasta diciembre 2009. La tasa de inflación es mensual.

la inflación en términos de los márgenes intensivo y extensivo, para lo cual se tiene que hacer primero una aproximación lineal.[9] La otra forma es a partir de la ecuación (8) donde se toma las varianzas de los términos positivos y negativos. La varianza del margen intensivo explica prácticamente la totalidad de la varianza de la inflación y la fracción de precios que cambia mes a mes juega un rol poco significativo. Este es un resultado usual para entornos de inflación baja tal como lo documenta Klenow y Kryvstov (2008) para Estados Unidos en donde estos autores utilizan una mayor desagregación a través de bienes y en su dimensión temporal. La idea es que la trayectoria de precios ha estado anclada a expectativas bajas de aumentos de precios y por tanto las alzas de inflación han obedecido a cambios de precios relativos de algunos rubros. En otras palabras, en el caso peruano la dinámica de la inflación en este periodo muestra que los aumentos temporales observados en la inflación no han correspondido a aumentos generalizados de precios. Por otro lado, en la descomposición de varianza hecha a partir de la ecuación (8) se observa que la varianza de los términos positivos explica más de la mitad de la varianza de la inflación mensual.

Seguidamente se estudian los momentos transversales de los cambios de precios y cómo ellas pueden explicar el proceso inflacionario. Se hace uso de la base de datos desagregada de precios del INEI para probar si las teorías que relacionan los momentos transversales de la inflación con la inflación promedio tienen relevancia para el caso peruano. Así, se sigue a Bryan y Cecchetti (1999), para construir medidas de volatilidad de corte transversal (csv) y asimetría (css) basados en 163 artículos del IPC:

$$csv_t = \sum_{i=1}^{N} \omega_i \left(\pi_{i,t} - \pi_t\right)^2 \qquad \text{y} \qquad css_t = \sum_{i=1}^{N} \omega_i \left(\pi_{i,t} - \pi_t\right)^3 \left(csv_t\right)^{-\frac{3}{2}} . \tag{9}$$

En estas ecuaciones, ω_i representa la ponderación de cada producto en la canasta del IPC, $\pi_{i,t}$ representa el cambio porcentual en el índice de precio del producto i, mientras π_t - en este caso - es el cambio porcentual promedio ponderado de todos los productos.[10] Cuando la asimetría de corte transversal es positiva, entonces la distribución transversal de cambios en los precios se concentra a la derecha, ello sirve como evidencia de que algunos precios podrían estar sujetos principalmente a choques reales.[11] La pregunta clave es si la forma de la distribución transversal o los momentos de los precios guarda alguna relación con la dinámica de la inflación agregada. Al respecto existen dos tipos de teorías, aquellas que enfatizan la relación causal de inflación hacia la variabilidad de precios relativos[12] o aquellas que subrayan el efecto de la variabilidad de precios relativos u otros momentos de mayor orden sobre la inflación como Ball y Mankiw (1995) que proporciona una teoría de costos de menú que explica la correlación positiva entre la asimetría de la distribución de precios y la inflación promedio. Si los cambios de precios son

[9] En Klenow y Kryvstov (2008) se detalla la implementación algebráica de esta descomposición de varianza.
[10] Por definición es aproximadamente igual a la inflación total.
[11] Si los choques nominales fueran los principales impulsadores de los precios, ellos afectarían a todos los precios por igual y de manera simétrica. Se entiende por choque real a los choques en precios relativos.
[12] Ver por ejemplo Bakhshi (2002), Choi (2010) y Choi y Kim (2010).

 © Marzo 2011 BCRP

CUADRO 4. *Regresión de la inflación IPC y sus momentos de corte transversal*

	(1)		(2)		(3)		(4)	
Constante	0.130		0.024		0.069		−0.010	
	(4.051)	***	(0.461)		(1.972)		(0.200)	
Rezago de π	0.441		0.376		0.392		0.345	
	(5.889)	***	(4.864)	***	(5.372)	***	(4.583)	***
Varianza transversal del IPC			0.013				0.010	
			(2.639)	**			(2.151)	*
Asimetría transversal del IPC					0.032		0.029	
					(3.666)	***	(3.31)	**
R^2	0.196		0.234		0.266		0.290	
Estadístico Breusch-Godfrey (H_0 = no hay correlación serial)	7.255		1.559		1.829		2.754	
Estadístico Jarque-Bera (H_0 = normalidad)	1.818		2.116		0.402		0.616	

NOTAS: La variable dependiente es la inflación IPC. Estadísticos *t* entre paréntesis. *** [**] {*} denota rechazo de la hipótesis nula de no significación estadística al 1% [5%] {10%}. La muestra ajustada abarca de enero de 1998 a diciembre de 2009.

pequeños, entonces las firmas no ajustan sus propios precios dado los costos de menú. Sin embargo, si los cambios de precios son grandes, las empresas como un todo incrementan los precios nominales y la inflación promedio se incrementa.

Para observar las implicancias de esta teoría para el caso peruano, primero se corre una regresión del tipo Ball y Mankiw con *csv* y *css* como variables explicativas y la inflación del IPC como variable explicada, utilizando datos mensuales para el periodo enero 1998 a diciembre 2009:

$$\pi_t = b_0 + b_1\pi_{t-1} + b_2 csv_t + b_3 css_t + \varepsilon_t \,. \tag{10}$$

Los resultados pueden observarse en el Cuadro 4. Tanto la varianza como la asimetría afectan positivamente el promedio de la inflación. Esto significa que existe evidencia de existencia de costos de menu que hacen que los precios sean rígidos a choques pequeños de costos. Sin embargo, esta evidencia no es concluyente a la luz de Bryan y Cecchetti (1999) que muestra que existe un sesgo de muestra pequeña que presiona a que exista forzosamente una correlación positiva entre la asimetría y el promedio de la inflación.[13]

Con el objetivo de verificar la robustez de esta evidencia sobre la existencia de rigideces de precios frente al sesgo de muestra pequeña sugerido por Bryan y Cecchetti (1999), se repite el ejercicio pero en esta oportunidad se usa la asimetría de corte transversal y la varianza de la inflación de los precios al por mayor (IPM). Estas dos medidas representan también choques de precios relativos que se pueden trasladar a la inflación total. El Cuadro 5 (p. 36) muestra que la hipótesis de Ball y Mankiw es aún valida para Perú. Esto significa que si la distribución transversal de los precios se vuelve asimétrica a la derecha y muy volátil, la inflación tiende a aumentar, *ceteris paribus*, ello implica que la curva de Phillips se traslada hacia arriba.

[13] La inflación en cada periodo se obtiene con promedios de cambios de precios generados de una distribución transversal de precios. Si esta distribución es asimétrica hacia la derecha con media cero, es más probable que cuando se tengan pocas observaciones el promedio sea mayor a cero y por tanto se tenga inflación positiva que correlaciona positivamente con la asimetría. En muestras grandes, el promedio muestral es igual a la media nula y la inflación es cero a pesar de la asimetría.

CUADRO 5. *Regresión de la inflación IPC frente a momentos del IPM*

	(1)		(2)		(3)		(4)	
Constante	0.076		0.050		0.045		0.077	
	(1.976)		(0.836)		(1.3)		(1.459)	
Rezago de π	0.627		0.628		0.502		0.497	
	(9.271)	***	(9.258)	***	(7.914)	***	7.778)	***
Varianza transversal del IPM			0.013				−0.017	
			(0.571)				(0.809)	
Asimetría transversal del IPM					0.130		0.135	
					(5.977)	***	(5.989)	***
R^2	0.402		0.403		0.533		0.536	
Estadístico Breusch-Godfrey (H_0 = no hay correlación serial)	7.978		8.428		4.777		5.150	
Estadístico Jarque-Bera (H_0 = normalidad)	0.448		0.156		0.243		0.027	

NOTAS: La variable dependiente es la inflación IPC. Estadísticos *t* entre paréntesis. *** [**] {*} denota rechazo de la hipótesis nula de no significación estadística al 1% [5%] {10%}. La muestra ajustada abarca de febrero de 1999 a diciembre de 2009.

Finalmente, se descompone la variabilidad de la inflación en su dimensión temporal. Para ello se reporta la desviación estándar por año de un conjunto de agregados de inflación. Se confirma que la inflación subyacente presenta una menor volatilidad que la inflación total. El Cuadro 6 muestra cómo la desviación estándar de la inflación mensual para el periodo 2002-2009 ha sido un poco más del doble que la desviación estándar de la inflación subyacente. Sin duda los componentes más volátiles lo conforman los precios de bienes que pertenecen al rubro restos de la inflación no subyacente. En general la inflación no subyacente tiene una variabilidad que es más del doble que la variabilidad de la inflación total.

En suma, los ejercicios realizados hasta este punto indican que en las muestras utilizadas (1) el margen intensivo de la inflación explica prácticamente la totalidad de la variabilidad del ritmo inflacionario, (2)

CUADRO 6. *Desviación estándar de las tasas de inflación total, subyacente y no subyacente*

	Peso	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Promedio
Inflación	100.0	0.41	0.42	0.34	0.24	0.35	0.19	0.27	0.21	0.35
Subyacente	60.6	0.07	0.07	0.10	0.11	0.10	0.14	0.11	0.15	0.16
Alimentos	25.0	0.14	0.12	0.12	0.15	0.12	0.31	0.12	0.17	0.27
Resto	35.5	0.11	0.14	0.17	0.18	0.18	0.15	0.14	0.23	0.18
Bienes	21.0	0.12	0.07	0.18	0.13	0.15	0.07	0.13	0.14	0.15
Servicios	14.5	0.19	0.22	0.31	0.25	0.30	0.28	0.28	0.35	0.27
No subyacente	39.4	1.03	1.00	0.77	0.46	0.77	0.52	0.61	0.51	0.77
Alimentos	22.5	1.54	1.12	1.50	0.90	1.33	0.77	1.08	0.79	1.18
Resto	16.9	0.57	1.72	0.61	0.50	0.31	0.48	0.70	0.91	0.87
Combustibles	3.9	2.26	2.17	0.89	1.46	0.74	1.43	1.53	2.89	1.89
Transporte	8.4	0.30	2.73	0.59	0.37	0.53	0.49	1.02	0.52	1.11
Servicios públicos	4.6	0.43	0.48	1.07	0.76	1.31	0.72	2.54	0.79	1.20

NOTAS: Las desviaciones estándar para cada año corresponden a la desviación estándar de las respectivas tasas de inflación mensual. El promedio corresponde a la desviación estándar de toda la muestra de datos en el periodo 2002 a 2009.

 © Marzo 2011 BCRP

CUADRO 7. *Frecuencia de ajuste de precios por sector económico*

	Total	Industria	Comercio	Servicios
Más de una vez al año	49.0	41.4	70.4	48.4
Una vez al año	26.4	27.6	20.4	29.4
Menos de una vez al año	24.5	31.0	9.3	22.6

FUENTE: Encuesta de Expectativas Macroeconómicas BCRP 2007.

como se esperaba, la volatilidad de la inflación subyacente es mucho menor que la volatilidad de la inflación total y (3) se corrobora la hipótesis de Ball y Mankiw (1995) sobre la existencia de importantes costos de menu y la presencia de rigideces de precios. Precisamente, en la siguiente subsección se habla de dichas rigideces.

1.3 RIGIDECES DE PRECIOS

En 2007, siguiendo los estudios realizados en Canadá, Inglaterra, España, entre otros, el BCRP realizó una encuesta a un grupo de empresas de los sectores industria, comercio y servicios sobre cuán frecuentemente actualizaban sus precios. El resultado principal de la encuesta fue que casi el 50 por ciento de las empresas ajustan su precio más de una vez cada año.

Si los precios fueran totalmente flexibles, los ajustes de precios ocurrirían continuamente ante cualquier variación en las fuentes de fijación de precios. Si los precios se ajustan una vez o menos cada año, entonces se tiene un indicador de que existen rigideces en la formación de precios y por consiguiente la política monetaria puede afectar al producto.

La evidencia presentada en el Cuadro 7 indica que el sector comercio es el que posee más rigideces de precios. Es útil señalar que una agenda de investigación pendiente en el Perú es estudiar más en detalle las rigideces de precios individuales en línea con Nakamura y Steinsson (2008) o Klenow y Malin (2011) para EUA. Para ello se requiere utilizar bases de datos de precios individuales de alta frecuencia.

1.4 EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN

El Banco Central realiza mensualmente una encuesta de expectativas macroeconómicas. La encuesta se inició con el objetivo de acopiar proyecciones privadas sobre las cuatro principales variables macroeconómicas de interés para la política monetaria como inflación, tipo de cambio, crecimiento del PIB y tasas de interés. Esta encuesta mide el pulso de las expectativas por tres tipos de agentes:[14] (1) empresas no financieras, (2) analistas económicos y (3) instituciones financieras.

Este estudio se enfoca en las expectativas de inflación y se utilizan los datos de estas encuestas para estudiar la relación entre expectativas y las proyecciones de inflación. La relación entre expectativas de inflación y la publicación de proyecciones oficiales de inflación es y ha sido tema de arduo debate académico tanto en términos teóricos como empíricos. Partiendo por la teoría, dicha relación se enmarca en la teoría de los mecanismos de comunicación de los bancos centrales y los resultados beneficiosos que ello puede traer. En general, como se evidencia en la literatura resumida en Blinder y otros (2008) la comunicación y la transparencia son beneficiosas en general para anclar las expectativas y lograr los fines

[14] La encuesta incluye expectativas de inflación de dichos agentes para el año calendario corriente y el siguiente. El resultado se publica durante la primera semana de cada mes.

de la política monetaria.

En contraposición a esa visión general se puede citar a Morris y Shin (2005) cuyo principal resultado es que - en ocasiones - la comunicación de un banco central puede ser perjudicial para el bienestar de la sociedad. Esto ocurre por que, según Morris y Shin (2005), la comunicación del banco central tiene un doble rol, por un lado provee señales sobre la información privada que maneja el banco central y de otro lado, coordina las creencias de los agentes privados. Si los agentes privados dan demasiado peso a las proyecciones que publica un banco central, puede ocurrir un efecto desplazamiento o *crowding out* de la información privada por la información pública que puede llevar a un equilibrio inferior. Sin embargo, la validez de este argumento requiere que el banco central tenga información agregada y capacidad de procesamiento inferior a la de agentes privados.[15] En la práctica se observa que los bancos centrales poseen amplia información macroeconómica relevante para predecir y tomar decisiones de política.

En términos empíricos, Fujiwara (2005) encuentra que las proyecciones del Banco Central de Japón afectan las proyecciones de los pronósticos privados profesionales pero no viceversa. Adicionalmente, prueba que las proyecciones del Banco de Japón reducen la incertidumbre de los pronósticos privados. Un resultado parecido se halla en Kelly (2008) que evalúa la relación entre la inflación y las expectativas de inflación en el Reino Unido al introducir el esquema MEI. El documento halla que al introducir MEI causó que el público en general y los pronósticos privados anclen sus expectativas.

En virtud de esta evidencia internacional, este documento realiza una revisión sencilla de la relación entre las expectativas de agentes privados y las proyecciones de inflación publicadas por el Banco Central. Desde 2002, el Banco Central ha publicado regularmente proyecciones oficiales de inflación. En el Gráfico 3 (p. 39) se comparan las expectativas de inflación de los analistas económicos y las proyecciones publicadas por el BCRP en cada reporte de inflación para el año calendario corriente y el siguiente.[16] Se encontró una doble causalidad a lo Granger entre las predicciones de los analistas económicos y las del Banco Central, lo que significa que para periodos cortos, tanto el Banco Central como los analistas económicos ajustan sus proyecciones de la misma manera, usando toda la información relevante para las proyecciones de corto plazo.

Sin embargo, las expectativas de inflación por parte de los analistas económicos para el año calendario siguiente siguen estadísticamente las proyecciones del Banco Central como lo muestra el Cuadro 8. La prueba de causalidad de Granger rechaza la hipótesis de que las proyecciones de los reportes de inflación del BCRP no afectan a lo Granger las proyecciones de los economistas. Esto está en línea con Fujiwara (2005) para Japón y por tanto da consistencia a la idea de que el BCRP deba reaccionar fuertemente a las expectativas de inflación. De acuerdo a Muto (2008), cuando las expectativas de los agentes privados siguen al Banco Central, éste debe reaccionar fuertemente ante cambios en las expectativas de inflación para lograr estabilidad de expectativas.

Una observación clave es la heterogeneidad en la formación de expectativas entre tipos de agentes.

CUADRO 8. *Prueba de causalidad a lo Granger entre la proyección del Reporte de Inflación para el próximo año y las expectativas de los analistas económicos para el próximo año*

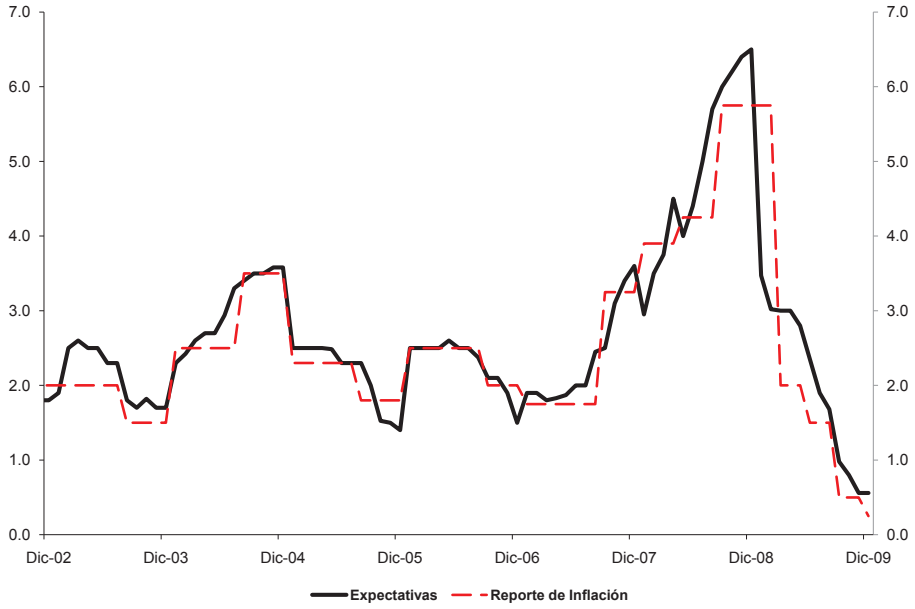
Hipótesis nula	Obs.	Estadístico F	Prob.
Proyección del Reporte de Inflación ↛ Proyecciones de analistas económicos	71	8.02684	0.0008
Proyecciones de analistas económicos ↛ Proyección del Reporte de Inflación		0.77263	0.4659

[15] Esto significa que el banco central tendría que tener un ratio bajo de señal a ruido.
[16] La muestra de encuestas de expectativas no considera directamente expectativas a horizonte fijo (1 ó 2 años hacia adelante).

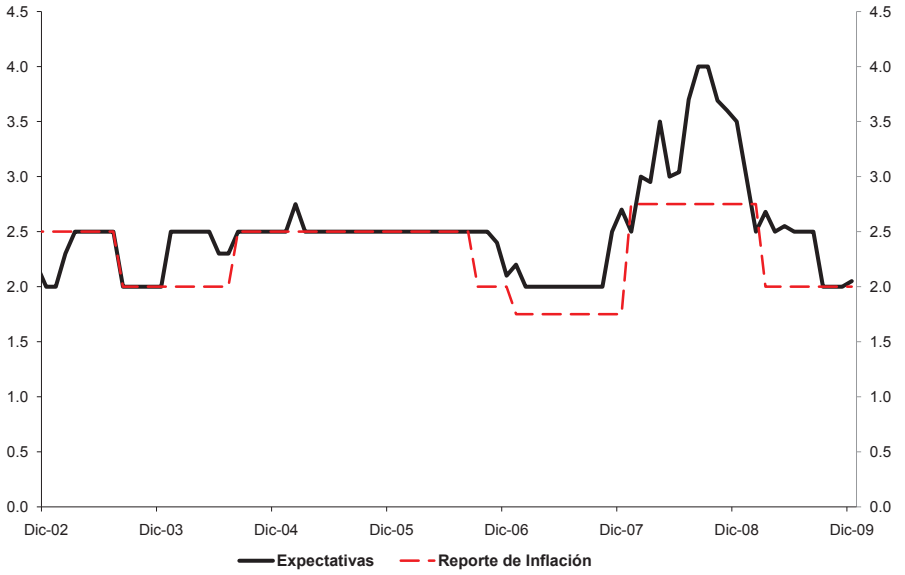
 © Marzo 2011 BCRP

GRÁFICO 3. *Expectativas de inflación de analistas económicos versus proyecciones del BCRP*

(a) Expectativas para año corriente



(b) Expectativas para año siguiente



Esta heterogeneidad proviene del hecho que no todos los agentes procesan la información de la misma manera. La evidencia mostrada en el Cuadro 9 (p. 40) establece que las expectativas de las empresas no financieras tienden a ser las más persistentes. Además, dichas expectativas tienen una menor sensibilidad a la meta numérica de inflación del Banco Central. En la medida que la formación de precios en la economía depende principalmente de la conducta de las empresas no financieras, el Banco Central las debe monitorear de cerca e intentar mejorar los canales de comunicación para anclar dichas expectativas. Otro hecho saltante del Cuadro 9 es que a pesar de la heterogeneidad, los agentes en general dan más peso a la meta de inflación que al rezago de la inflación cuando forman expectativas.

Si bien el seguimiento de expectativas de inflación para uno o dos años adelante es relevante para fines de política, quizás más importante aún es el monitoreo de las expectativas de inflación a más largo plazo, aquellas que están más allá del horizonte de política. Las expectativas de inflación de largo

CUADRO 9. *Dterminantes de las expectativas de inflación 18 meses adelante por tipo de agente*

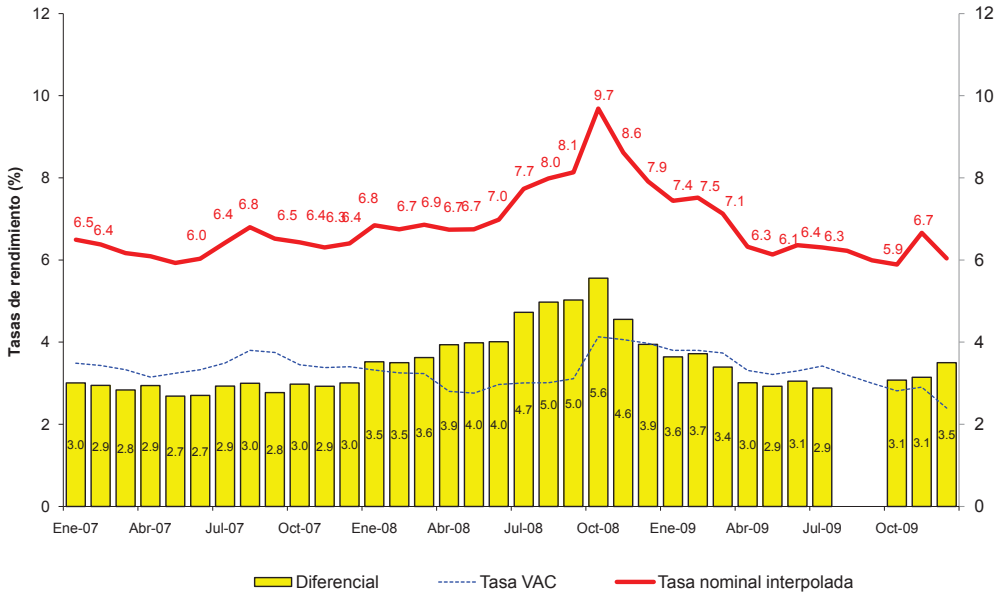
	Empresas financieras		Analistas económicos		Empresas no financieras	
Expectativa rezagada	0.883		0.815		0.890	
	(17.019)	***	(14.086)	***	(26.402)	***
Rezago de la inflación a 12 meses	0.03		0.041		0.050	
	(1.717)		(2.489)	*	(3.539)	***
Meta de inflación	0.098		0.150		0.068	
	(2.198)	*	(3.19)	**	(2.324)	*
R^2	0.995		0.995		0.996	
Estadístico Breusch-Godfrey	0.057		0.045		6.521	

NOTAS: Estadísticos *t* (estimados con errores estándares HAC) entre paréntesis. *** [**] {*} denota rechazo de la hipótesis nula de no significación estadística al 1% [5%] {10%}. La muestra ajustada abarca de febrero de 1999 a diciembre de 2009.

plazo (hasta 15 años) se pueden estimar sobre la base de la diferencia entre la tasa nominal y real de los bonos soberanos. Los bonos indexados que pagan una tasa real constante fueron introducidos en Perú en 2002. Una estimación directa que resulta de estos datos es la tasa de inflación *break-even* π^{be} = Rendimiento nominal − Rendimiento real .

Teóricamente, la inflación *break-even* está compuesta por un inflación esperada desconocida, un riesgo inflacionario y un diferencial de primas de riesgo de liquidez entre los bonos nominales y reales. La estimación exacta de la inflación esperada es difícil por la falta de series históricas y la iliquidez de los bonos indexados al IPC. En el Gráfico 4 se muestra ambas tasas y su diferencial (en barras). Se observa que la inflación *break-even* se elevó hasta 5.6 por ciento en octubre de 2008, en parte debido al aumento de las expectativas de inflación y en parte a la mayor prima de riesgo de los bonos a largo plazo.

GRÁFICO 4. *Tasa nominal versus tasa real del bono del tesoro (al 2024) y su diferencial*



NOTAS: Diferencial de tasas entre el bono soberano VAC 2024 y la tasa interpolada para el 2024 de los bonos soberanos nominales 2020 y 2026.

2 OTROS ÍNDICES DE PRECIOS

2.1 IPC NACIONAL

Entre enero de 2003 y diciembre de 2009, el INEI publicó el IPC Nacional como el promedio de los índices de precios calculados en base a las 25 ciudades más importantes de Perú y sobre la base de la encuesta ENAPROM 1993-1994. A partir de 2010 sólo se publica los índices por regiones y con la base anterior.

El IPC Nacional en su estado hasta el 2010 no es recomendable como indicador principal para medir la inflación relevante para la política monetaria debido a los siguientes problemas:

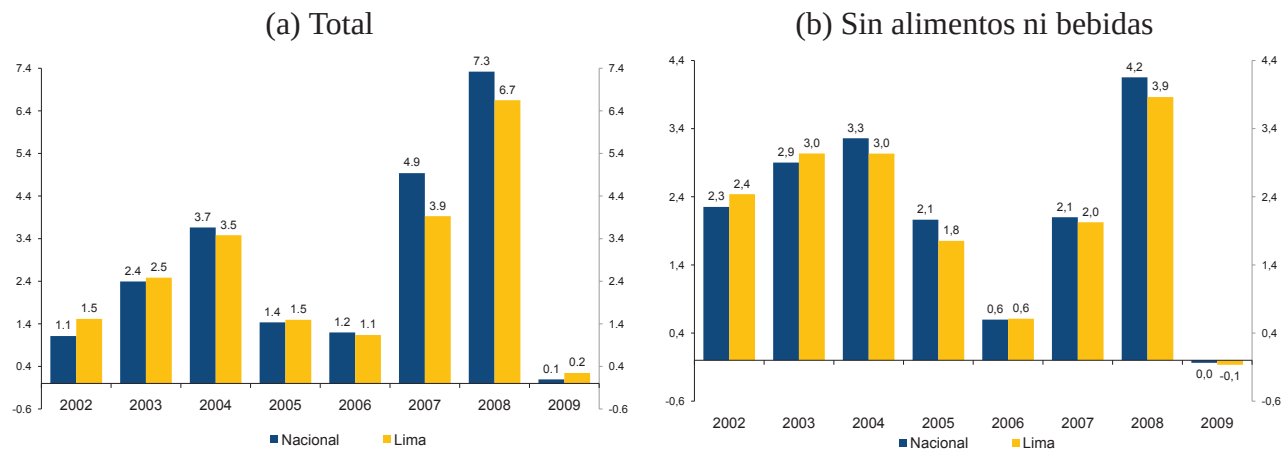
- Uno de los resultados de la revisión del IPC de Lima fue la reducción de la ponderación de rubro alimentos y bebidas. Esta revisión se tiene que extender al IPC nacional.
- Para el IPC de Lima, el INEI recolectaba más de 36 mil precios cada mes, mientras que para el resto de las 24 ciudades restantes el INEI recolectaba solo 1708 precios en promedio por ciudad.
- El IPC de Lima es publicado en el diario oficial El Peruano el primer día de cada mes, mientras que el IPC nacional esta disponible en la página web del INEI el día 15 de cada mes.

La pregunta que surge aquí es si todos los precios dentro del IPC nacional convergen a una tendencia común. Ésta es abordada por Monge y Winkelried (2009) donde se identifica que - a partir de choques idiosincrásicos - las discrepancias surgidas entre los 25 agregados del IPC desaparecen en menos de un año. Otro resultado de Monge y Winkelried es que el uso del IPC de Lima para el cálculo de la meta inflacionaria del Banco Central garantiza un ancla para el IPC nacional en su conjunto. Cabe mencionar que el IPC de Lima es una buena variable instrumental de la inflación nacional dado que el gasto de Lima representa el 70 por ciento del gasto nacional.

Desde que se introdujo el IPC nacional, ambas tasas de inflación se han movido armónicamente. Como se puede observar en el Gráfico 5 durante 2008 el IPC de Lima se elevó a 6.7 por ciento y el IPC nacional a 7.3 por ciento. En el periodo 2002 a 2008 el IPC de Lima acumuló un incremento de 22.3 por ciento mientras que el IPC Nacional acumuló 24.1 por ciento.

La mayor inflación 2007 y 2008 estuvo vinculada al incremento del grupo de alimentos y bebidas. En el resto de ciudades, la contribución de este grupo a la inflación es mayor dada la ponderación en sus respectivos IPCs. Si se descarta el rubro de alimentos y bebidas de ambas mediciones su diferencia se

GRÁFICO 5. *Inflación del IPC nacional versus del IPC de Lima Metropolitana*



reduce como puede apreciarse en el panel (b) del Gráfico 5.

Es importante señalar que en 2009, se aprobó la Ley No. 29438 mediante la cual se establece que la inflación calculada con el IPC Nacional tendrá también carácter oficial y, como el IPC de Lima, se publicará el primer día útil del mes siguiente. En tal sentido, la referida Ley establece que se constituya una comisión especial encargada de fijar una metodología estadísticamente confiable para medir el IPC Nacional. La comisión está conformada por representantes del INEI, MEF y Banco Central de Reserva. Se espera que el nuevo indicador de IPC nacional se publique oficialmente por el INEI a partir de 2012.

2.2 ÍNDICE DE PRECIOS AL POR MAYOR NACIONAL

El índice de precios al por mayor (IPM) es recolectado por el INEI y abarca los precios de grupos de bienes representativos en los mercados mayoristas de las 25 ciudades principales. El IPM involucra 394 productos, clasificados por sector (agricultura, pesca y manufactura) y por fuente (doméstico e importado). Este índice puede ser utilizado como un indicador aproximado de precios al productor y como indicador adelantado del IPC. Es así que por ejemplo Miller (2003) y Winkelried (2003) utilizan el IPM en modelos econométricos para estimar cómo los movimientos en el tipo de cambio traspasan sus efectos hacia el IPC vía el IPM total y su componente importado.

El Gráfico 6 muestra tanto la inflación del IPC como la inflación del IPC que excluye servicios. Se observa que presentan un comportamiento similar durante el régimen MEI. Sin embargo, durante 2008 se abrió una brecha apreciable que demuestra que los precios al por mayor son más sensibles al incremento mundial de los precios de los alimentos y el petróleo. En este sentido es importante recalcar que los precios al por mayor están asociados - aunque de manera imperfecta - a los costos de producción de las empresas y por tanto los aumentos en la inflación del IPM pueden ser interpretados como empujes de costos en la fijación de precios finales de las empresas y por ende generan presiones inflacionarias en el IPC o pueden generar variaciones en los márgenes minoristas.

GRÁFICO 6. *Inflación del IPC sin servicios e inflación del IPM (variación porcentual a 12 meses)*

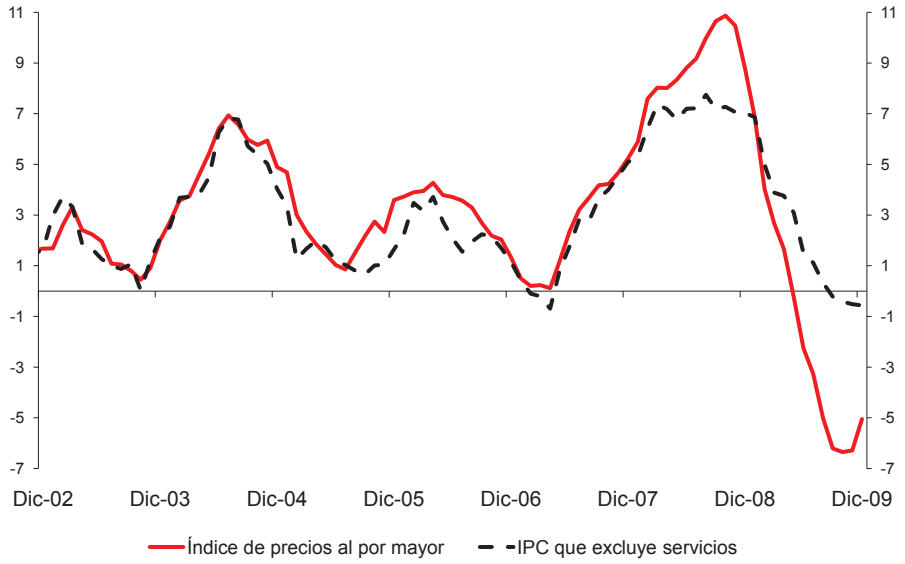
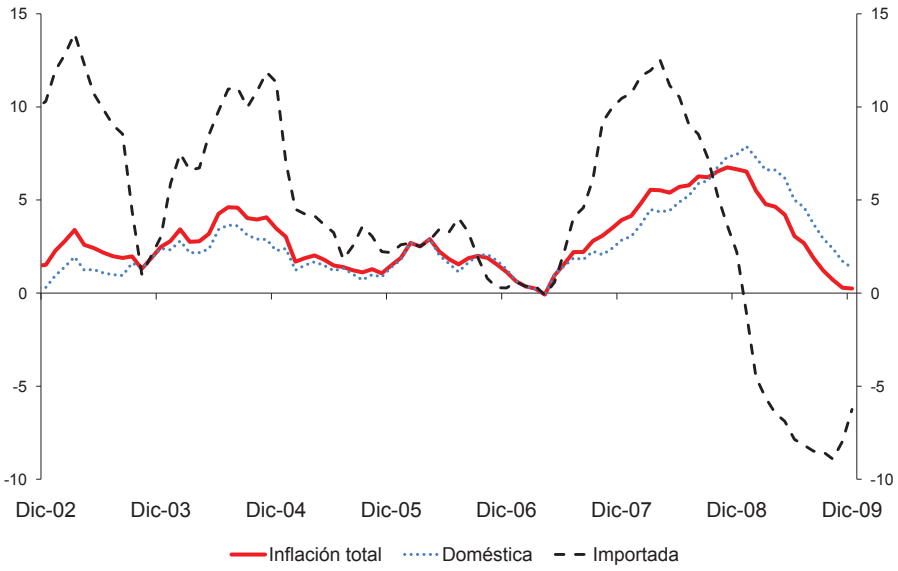


GRÁFICO 7. *Inflación del IPC, importada y doméstica (variación porcentual a 12 meses)*



2.3 IPC IMPORTADO

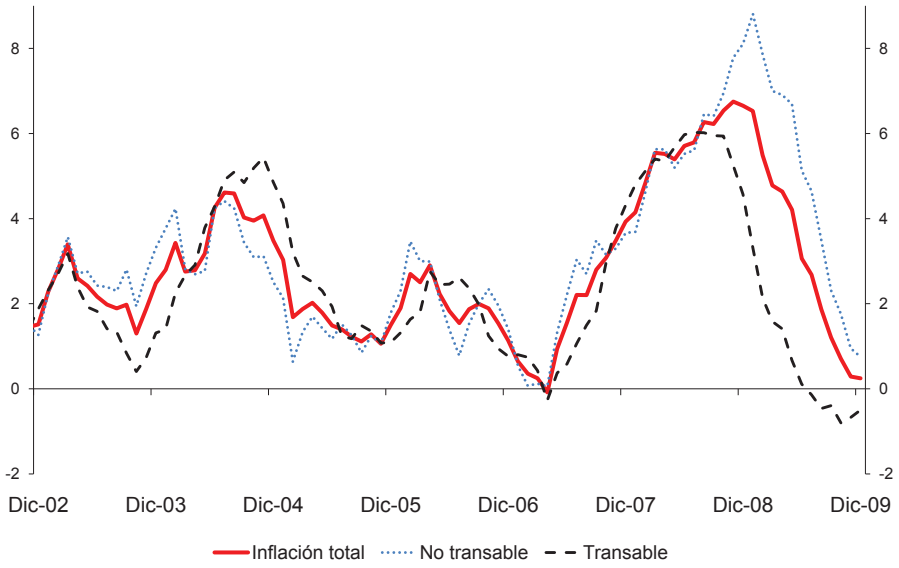
La inflación importada agrupa aquellos productos de la canasta del IPC cuyos precios dependen - en cierta medida - de los precios internacionales, como pan, fideos, petróleo, autos, medicinas son ejemplos de este grupo. Esta inflación es más volátil que la inflación del IPC dado que está altamente influenciada por el precio de los *commodities* y su efecto traspaso a los precios domésticos. A pesar que los cambios en la inflación importada son cuantiosos, su efecto en la canasta completa es menor dado el bajo porcentaje que representaba el componente importado (12.1 por ciento).

El Cuadro 10 muestra los componentes domésticos e importados de la inflación del IPC durante el régimen MEI. El alza de la inflación durante los años 2007 y 2008 estuvo vinculada básicamente al crecimiento del precios de alimentos. En 2007 la inflación importada fue de 18.8 por ciento mientras en 2008 los precios domésticos de alimentos se incrementan hasta 10.5 por ciento. En otras palabras, el efecto del incremento del precio de los *commodities* desde 2007 hasta mediados de 2008 afectó primero a los componentes de inflación importada en 2007 y luego contaminó el componente de precios domésticos. Por ejemplo, una cadena de reacciones típica a partir del incremento del precio internacional del trigo, parte del alza de precios de cereales y pan que luego tendría efectos sobre los precios de alimentos en restaurantes.

CUADRO 10. *Inflación del IPC, componentes importados y domésticos*

	Peso	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Promedio
Inflación total	100.0	1.52	2.48	3.48	1.49	1.14	3.93	6.65	0.25	2.60
Importada	12.1	10.30	3.03	11.33	2.18	0.27	10.46	2.20	−6.25	4.03
Alimentos	5.4	9.98	−0.10	10.90	−1.49	2.08	18.83	4.75	−3.07	5.01
Resto	6.7	10.56	5.57	11.66	4.96	−1.02	4.31	0.06	−9.04	3.19
Doméstica	87.9	0.30	2.40	2.28	1.38	1.28	2.84	7.44	1.35	2.39
Alimentos	42.1	−0.73	2.18	3.04	1.52	1.72	4.14	10.53	1.14	2.90
Resto	45.8	1.25	2.60	1.60	1.25	0.89	1.64	4.53	1.55	1.91

GRÁFICO 8. *Inflación total, transable y no transable (variación porcentual a 12 meses)*



2.4 IPC TRANSABLE Y NO TRANSABLE

Una medida relacionada con la inflación importada es el componente transable de la inflación del IPC. Los bienes se clasifican como transables si son susceptibles de ser comercializados internacionalmente (importados y/o exportados). En dicho caso, los precios de estos bienes son altamente sensibles a los precios internacionales, los aranceles, los costos de transporte y el tipo de cambio. Estos bienes comprenden el 37 por ciento de la canasta de consumo del IPC. Gran parte de los componentes transables están compuestos por textiles y calzados, así como electrodomésticos.

En el largo plazo la inflación tanto de los bienes transables y no transables tienen un comportamiento similar. Sin embargo, desde el último trimestre de 2008, los precios de bienes no transables crecieron más rápido que el de los bienes transables. Ello es evidencia de un empuje de demanda inflacionario.

3 MEDIDAS DE INFLACIÓN SUBYACENTE UTILIZADAS POR EL BANCO CENTRAL

La inflación del IPC a 12 meses es la meta numérica oficial del Banco Central. Sin embargo, la inflación del IPC está siempre afectada por componentes transitorios y ruidosos impulsados principalmente por choques en precios de alimentos y energía. Es en este entorno, que los bancos centrales tratan de enfocarse

CUADRO 11. *Inflación total y sus componentes transables y no transables*

	Peso	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Promedio
Inflación total	100.0	1.52	2.48	3.48	1.49	1.14	3.93	6.65	0.25	2.60
Transable	41.2	1.88	1.31	4.86	1.09	0.77	4.32	4.57	−0.50	2.27
Alimentos	18.0	−0.68	0.10	6.73	−0.61	0.94	6.34	7.34	0.34	2.51
Resto	23.3	3.85	2.20	3.50	2.36	0.64	2.85	2.49	−1.16	2.08
No transable	58.8	1.27	3.31	2.51	1.79	1.40	3.66	8.10	0.75	2.39
Alimentos	29.6	1.21	2.91	2.40	2.30	2.20	5.90	11.00	0.69	2.90
Resto	29.2	1.33	3.72	2.62	1.28	0.59	1.37	4.99	0.83	1.91

 © Marzo 2011 BCRP

en señales inflacionarias subyacentes que faciliten la toma de decisiones de política monetaria.

Cuando los bancos centrales acopian los datos de inflación para fines de discusión interna o para comunicar sus decisiones, la pregunta clave es cuánto de la inflación medida representa realmente una señal de movimientos sistemáticos (que difícilmente se revierten) de los determinantes macroeconómicos y cuánto es perturbación de precios relativos. Precisamente, las diferentes medidas de inflación subyacente existentes tratan de separar la señal del ruido a partir de las tasas de inflación publicadas.

No obstante, los economistas no poseen una definición teórica generalmente aceptada de la inflación subyacente. Eckstein (1981) define la inflación subyacente como la tasa de inflación que responde al crecimiento de largo plazo de la economía. Bryan y Cecchetti (1994) la define como la inflación monetaria causada por el incremento en la cantidad de dinero. Blinder (1997) la especifica como la parte persistente de la inflación. Quah y Vahey (1995) la define como el componente de la inflación que no tiene un impacto en producto en el mediano y largo plazo. Reis y Watson (2007) elaboran un concepto de "inflación pura" que se refiere a movimientos en precios originados por movimientos comunes en precios y no por variaciones en precios relativos.

Bilke (2006) provee una tipología de medidas de inflación subyacente basada en la visión desagregada y agregada de los precios. Los métodos desagregados incluyen componentes de corte transversal del IPC y consideran diversas técnicas de exclusión así como medidas de tendencia central y reponderación. Los métodos agregados conforman lo que Mishkin (2007) define como enfoques teóricos dado que incluyen modelos VAR estructurales y modelos con factores dinámicos.

Sin importar con qué concepto se esté lidiando, un buen indicador de inflación subyacente, en términos de ayudar a la implementación y comunicación de la política monetaria, debe tener ciertas propiedades como los resalta Roger (1998):

- Debe ser fácil de entender y reproducir por las autoridades económicas y el público.
- Debe ser un indicador estable, es decir, debe tener pocas y no significativas revisiones.
- Debe de ser un indicador creíble, es decir, su evolución no debe divergir sistemáticamente de la inflación observada. Para mantener la credibilidad, la inflación subyacente no debe subestimar o sobreestimar la inflación total por periodos largos.
- Debe de estar disponible al mismo tiempo que la inflación total, para que ayude a explicar la política monetaria al público en general.
- Debe tener menor volatilidad que la inflación.
- Debe tener la capacidad de predecir la inflación total, es decir, cuando la inflación total diverge de la inflación subyacente, se espera que la inflación total tienda a regresar hacia la inflación subyacente.

3.1 Indicadores de inflación subyacente

A continuación, se actualiza la evaluación de algunos de los indicadores de medición de la inflación subyacente publicados por el Banco Central en BCRP (2006) y se incluyen nuevas medidas subyacentes de exclusión que fueron observadas por las autoridades durante el episodio inflacionario de 2008. Se trabaja con la inflación subyacente (SUBY) que publica mes a mes el BCRP quitando una selección de componentes volátiles de la canasta del IPC. Los componentes excluidos son algunos productos agrícolas de alta volatilidad, como el pan, fideos, aceite, arroz y azúcar que dependen de los precios de *commodities*, así como combustibles, servicios públicos y transporte porque sus precios dependen de la evolución del precio internacional del petróleo, de la política fiscal y de la regulación existente. Esta medida de inflación subyacente es estable y no está sujeta a revisiones cuando los nuevos datos se van añadiendo. Otros

indicadores de inflación subyacente obtenidos por exclusión son los que excluyen todo el componente de alimentos (INF_SA), los que excluyen alimentos y energía (INF_SAE) y los que excluyen los alimentos sólo de la canasta subyacente (SUBY_SA).

También se consideran tres indicadores basados en estadísticos de influencia limitada a partir del corte transversal de los precios: El percentil 63 (PCTLE63) representa al percentil 63 de la distribución del cambio de precios. La elección de este percentil fue realizada para que el promedio de la inflación subyacente coincida con el promedio de la inflación total para el periodo de referencia que va de 1995 a 2009. La media recortada (TRIM50) que es la media ponderada del cambio en los precios ubicada entre los percentiles 34 y 84 del cambio en la distribución de precios. El criterio utilizado para escoger estos percentiles es lograr que la media de la inflación subyacente resultante sea igual a la media de la inflación SUBY en el periodo en referencia. Finalmente se considera la media reponderada (REPOND) basada en la reponderación de los pesos del IPC que resulta de dividir los pesos de cada artículo entre la desviación estándar de sus cambios porcentuales mensuales también para el periodo de referencia.[17]

El Cuadro 12 muestra la evolución de las medidas de inflación observadas durante los meses de 2007-2009. Algo particular a observar es que todas las medidas de inflación subyacente aproximadamente se duplicaron de diciembre 2007 a diciembre 2008, indicando presiones inflacionarias generales relevantes para las decisiones de política monetaria. En efecto, el BCRP elevó su tasa de interés de referencia 150 puntos básicos durante el 2008.

El Gráfico 9 (p. 47) presenta la dinámica de los indicadores de inflación subyacente desde diciembre 2004. El rápido crecimiento de éstos desde mediados de 2007 es una característica a destacar. Durante este periodo, los productos alimenticios dentro de la medida oficial de inflación subyacente que solían tener una baja volatilidad comenzaron a presentar importantes incrementos debido al alza de precios de los *commodities* alimenticios. Es en esta circunstancia que se empezó a difundir indicadores subyacentes que excluyeran precios de alimentos y/o energía. La inclusión de este nuevo indicador de inflación tendencial se justificó debido a que se consideró que el incremento de los precios de *commodities* era temporal y que una reversión importante ocurriría tarde o temprano.

CUADRO 12. *Medidas alternativas de inflación subyacente a 12 meses*

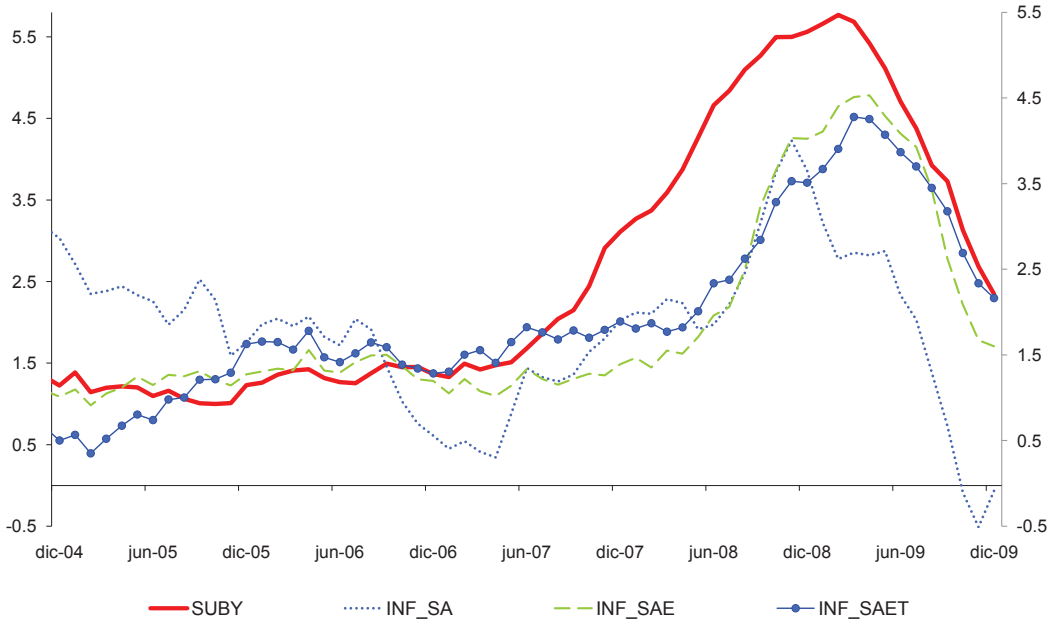
	2007		2008		2009		Promedio	Desv. est.	Promedio	Desv. est.
	Jun.	Dic.	Jun.	Dic.	Jun.	Dic.	1995 - 2009	1995 - 2009	2002 - 2009	2002 - 2009
SUBY	1.7	3.1	4.7	5.6	4.7	2.3	4.1	0.30	2.1	0.16
INF_SA	1.4	2.0	2.0	3.9	2.3	−0.1	4.6	0.44	2.1	0.32
INF_SAE	1.4	1.5	2.1	4.3	4.3	1.7	4.5	0.42	1.9	0.26
SUBY_SA	1.8	1.9	2.3	3.5	3.9	2.2	4.3	0.37	1.7	0.17
PCTLE63	1.6	2.8	4.5	5.6	4.6	2.3	4.2	0.29	2.3	0.15
TRIM50	1.6	2.8	4.5	5.2	3.9	2.2	4.2	0.27	2.4	0.13
REPOND	1.5	3.5	5.1	5.7	3.9	1.5	4.0	0.28	2.2	0.16

SIGLAS: SUBY: IPC subyacente del BCRP, INF_SA: IPC sin alimentos, INF_SAE: IPC sin alimentos ni energía, SUBY_SA: IPC subyacente sin alimentos, PCTLE63: percentil 63, TRIM50: media acotada, REPOND: media reponderada.

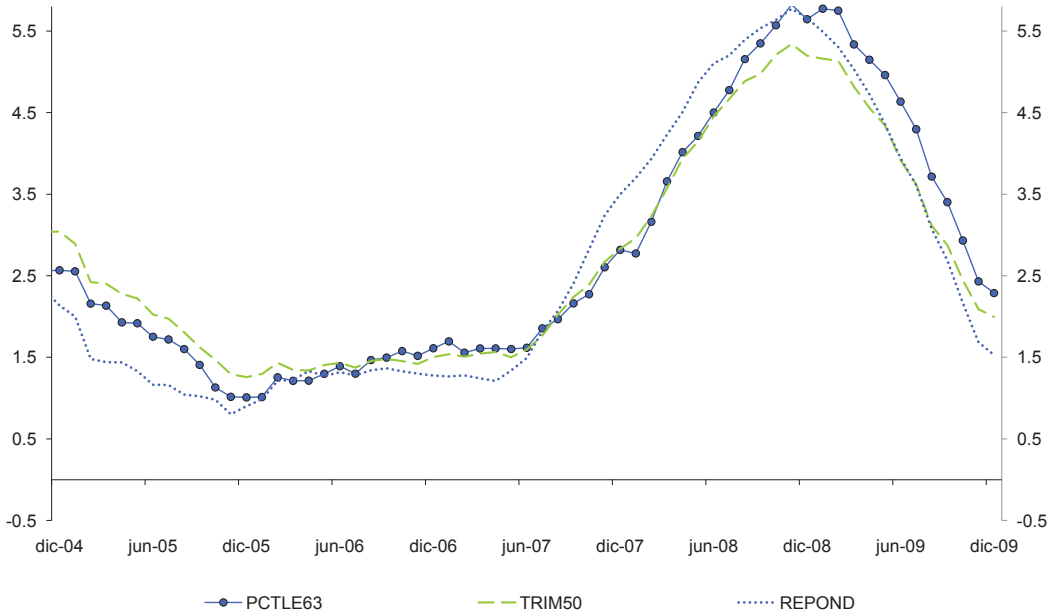
[17] Es importante mencionar que para el caso de Perú existen trabajos que utilizan sistemas VARs con la identificación de choques de demanda y oferta propuesta por Blanchard y Quah (1989) y Quah y Vahey (1995) para descomponer el proceso inflacionario en sus diversas fuentes. Destacan Grippa y Ferreyros (2000) y más recientemente Salas (2009) y Lavanda y Rodríguez (2010). Asimismo, Lahura (2004) aplica funciones *wavelets* para extraer la inflación subyacente. El uso de funciones *wavelets* en la literatura de estimación de inflación subyacente está adquiriendo relevancia (ver Dowd y otros, 2010; Baqaee, 2010). Estas medidas alternativas de inflación subyacente no son parte de la evaluación que se realiza seguidamente.

GRÁFICO 9. *Indicadores de inflación subyacente (tasas porcentuales a 12 meses)*

(a) Indicadores por exclusión



(b) Indicadores por influencia limitada



3.2 EVALUACIÓN DE LOS INDICADORES DE INFLACIÓN SUBYACENTE

La literatura empírica ha identificado algunas características deseables que pueden ser evaluadas para cualquier medida de inflación subyacente. Estas pruebas de inflación subyacente son resaltadas por Smith (2004), Cogley (2002) y Hansson y otros (2008). La idea detrás de estas pruebas radica en el hecho que toda medida de inflación subyacente debe capturar las presiones inflacionarias intrínsecas de una manera histórica y predictiva. La parte que no es capturada por los factores subyacentes se supone compuesta por un componente con ruidos de alta frecuencia no relacionados con la demanda o la política monetaria en su conjunto.

La palabra *componente* es aquí la crucial ya se refiere a la característica de serie de tiempo que tiene la inflación total y no a las elementos de corte transversal que conforman el agregado del índice de precios. La referencia a los indicadores de inflación subyacente que excluyen productos del índice de precios son útiles en la medida que los componentes no excluidos presentan ciertas características a lo largo del tiempo. A continuación, se resaltan los criterios que prueban la relevancia de los indicadores de inflación subyacente del Banco Central.

Criterio 1: La inflación subyacente como un indicador de inflación futura

La inflación subyacente puede dar señales sobre las presiones inflacionarias futuras. En este sentido, se puede pensar en las distintas medidas de inflación subyacente existentes como proyecciones de inflación futura h-periodos hacia adelante y evaluar la bondad de estas proyecciones mediante la raíz del error cuadrático medio (RECM). Siguiendo a Hansson y otros (2008) se calcula la RECM como

$$\text{RECM}_h = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_t (\pi_{t+h} - \pi_t^*)^2}\,, \tag{11}$$

donde π_{t+h} es la inflación total a 12 meses en el periodo $t + h$, h es el horizonte de proyección que toma valores de $h = 1, 2, \ldots, 36$, π_t^* es cualquier medida de inflación subyacente a 12 mese en el mes t.

Para realizar este ejercicio se utiliza datos mensuales desde diciembre de 1995 a diciembre 2009 y se considera que el tamaño de muestra (T) para estimar las RECMs para cada horizonte varía entre 133 hasta 168. En el Gráfico 10 (p. 49) se observa las RECMs para diferentes horizontes de proyección y para varias medidas de inflación subyacente. Una proyección es relativamente precisa si tiene baja RECM_h. La precisión entonces depende del horizonte de proyección. Algunas predicciones son adecuadas para horizontes cortos y otras para horizontes de mediano y largo plazo. En particular, una característica interesante es que hasta $h = 6$, una proyección " simple" de la inflación IPC que usa sólo como predictor la inflación corriente tiene más precisión que los indicadores de inflación subyacente analizados. Es sólo para periodos de $h = 10$ a $h = 22$ que un conjunto de medidas de inflación subyacente tienen un mejor performance que la proyección "simple". Las medidas subyacentes que pertenecen a este grupo son SUBY, PCTL63, TRIM50 y REPOND. Sorprendentemente, la medición de inflación subyacente que excluye alimentos y energía tiene un bajo rendimiento en esta evaluación.

Los resultados presentados en el Gráfico 10 señalan que un grupo de medidas de inflación subyacente es bastante mejor que las otras para pronosticar la inflación total a horizontes $h = 10$ a $h = 22$ porque este es precisamente el horizonte de proyección que importa más para la política monetaria en el Perú.[18]

En relación a las RECMs, la noción de sesgo de proyección provee también de valiosa información para el análisis de las predicciones. Así, en el Gráfico 11 (p. 49) se mide el sesgo de medición de cada indicador de inflación subyacente para cada horizonte de proyección. En términos gruesos, la RECM puede descomponerse en un término ligado al sesgo y en otro término ligado a la variabilidad de las predicción en sí. Es decir, la RECM puede ser alta porque sistemáticamente la predicción está por encima o por debajo del resultado o porque la proyección es muy volátil. El sesgo se mide de acuerdo a

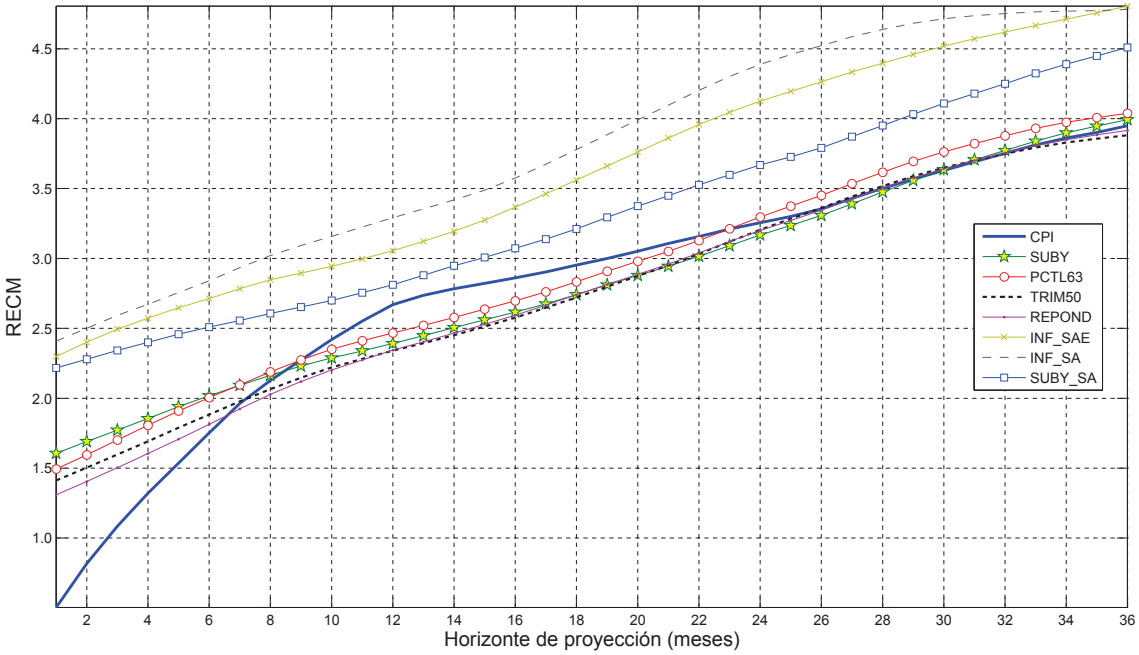
$$\text{Sesgo}_h = \frac{1}{T}\sum_t (\pi_{t+h} - \pi_t^*)\ . \tag{12}$$

El sesgo es la diferencia entre la inflación observada en $t+h$ y la proyección realizada h periodos anteriores.

[18] Recientes estudios como Castillo y otros (2009), Vega y otros (2002) y Salas (2010) documentan que el horizonte de máximo efecto sobre la inflación estaría cercano o menor al año y medio.

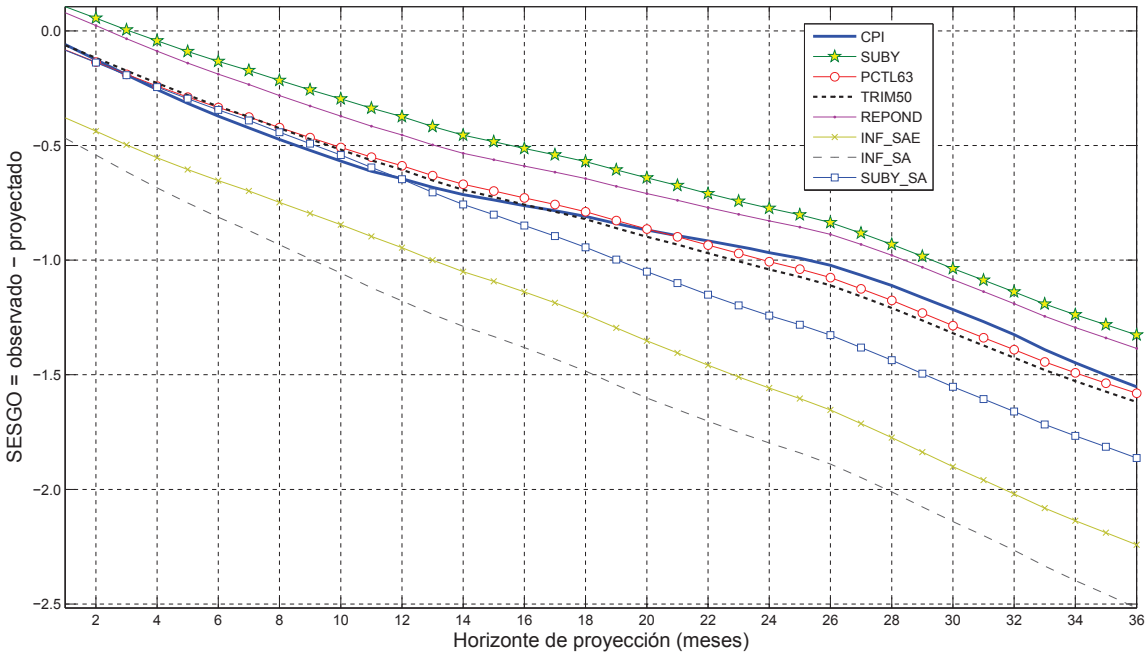
 © Marzo 2011 BCRP

GRÁFICO 10. *RECM para proyecciones del IPC anualizadas a lo largo de horizontes de tiempo*



Un signo positivo es señal de sub-predicción lo que implica que la proyección tiende a estar por debajo del resultado, mientras un signo negativo implica sobre-predicción. Un sesgo alrededor de cero implica que la RECM es explicada por la volatilidad del error de predicción. Por ejemplo, en el Gráfico 11 se observa que el sesgo de proyección de SUBY en el horizonte $h = 7$ es nulo mientras que el Gráfico 10 indica que la RECM para el mismo horizonte es 1.8. Esto significa que a pesar de que el sesgo es nulo, la RECM no es cero porque la varianza de los errores de predicción es relativamente grande.

GRÁFICO 11. *Sesgo de la proyección de la inflación IPC anualizada a lo largo de horizontes de tiempo*



Al mover h hacia el mejor horizonte de predicción, el sesgo se vuelve negativo. En todos los horizontes, la medida que tiene menor sesgo es SUBY. El que tiene peor desempeño en cuanto a sesgo es la medida INF_SA. Con el objetivo de asegurar la robustez se realizó el mismo ejercicio omitiendo los dos últimos años de datos (antes del alza de la inflación) y los gráficos de las RECMs y sesgo mantienen el mismo orden.

Una medida asociada a la habilidad predictiva en este ejercicio es la realizada por Cogley (2002), que resalta que un buen indicador de inflación subyacente debe tener la habilidad de remover los ruidos de corto plazo de la inflación total. Esto implica que si el nivel actual de inflación total está por encima de la inflación subyacente, debería ocurrir una corrección futura hacia la baja de la inflación total hacia la inflación subyacente.

$$\pi_{t+h} - \pi_t^* = \alpha_h + \beta_h \left(\pi_t - \pi_t^*\right) . \tag{13}$$

En los términos de la ecuación (13), el coeficiente β_h cuantifica el grado de corrección mencionado anteriormente. Si la inflación subyacente es un buen indicador, entonces β_h debe ser estadísticamente menor que cero. Se puede caracterizar la corrección en los siguientes términos; si el coeficiente es estadísticamente igual a -1 entonces la brecha entre la inflación global y la subyacente es exactamente igual a la magnitud de la corrección de la inflación futura, si el parámetro es significativamente menor que -1 la brecha subestima la corrección de la inflación futura, mientras que un valor superior a -1 muestra que la brecha sobreestima la corrección de la inflación futura.

El Gráfico 12 (p. 51) muestra diferentes valores para el parámetro β_h para los siete indicadores de inflación subyacente en consideración. Es importante notar, que las medidas de inflación subyacente que tienen un buen desempeño en el ejercicio RECM también lo hacen en este ejercicio. La inflación subyacente SUBY y el PCTL63 predicen ligeramente menos la corrección futura para periodos cortos pero para periodos largos (mayores a un año) hay indicios de que estos indicadores predicen una corrección proporcional de la inflación futura. Las medidas TRIM50 y REPOND proveen una imagen similar e inclusive tienen una mayor habilidad para inducir correcciones de mediano plazo (12-16 meses).

Una historia diferente la proveen los indicadores INF_SA e INF_SAE que excluyen energía y alimentos. El parámetro β_h es básicamente cero para todos los horizontes y por tanto estas medidas no son útiles para predecir correcciones futuras de la inflación.

Criterio 2: La inflación subyacente debe tener el mismo promedio que la inflación total

Usando una muestra de inflación a 12 meses desde enero de 2002 hasta diciembre 2009, se evalúa si los promedios respectivos son diferentes que el promedio de la inflación IPC. El Cuadro 13 muestra que los indicadores PCTL63, TRIM50 y REPOND han tenido medias estadísticamente iguales a la inflación del IPC. La medida de inflación subyacente oficial tiene un promedio ligeramente inferior que la correspondiente a la inflación total, de modo que se rechaza la hipótesis de igualdad de medias al 5 por ciento de significación pero no puede rechazarse al 10 por ciento.

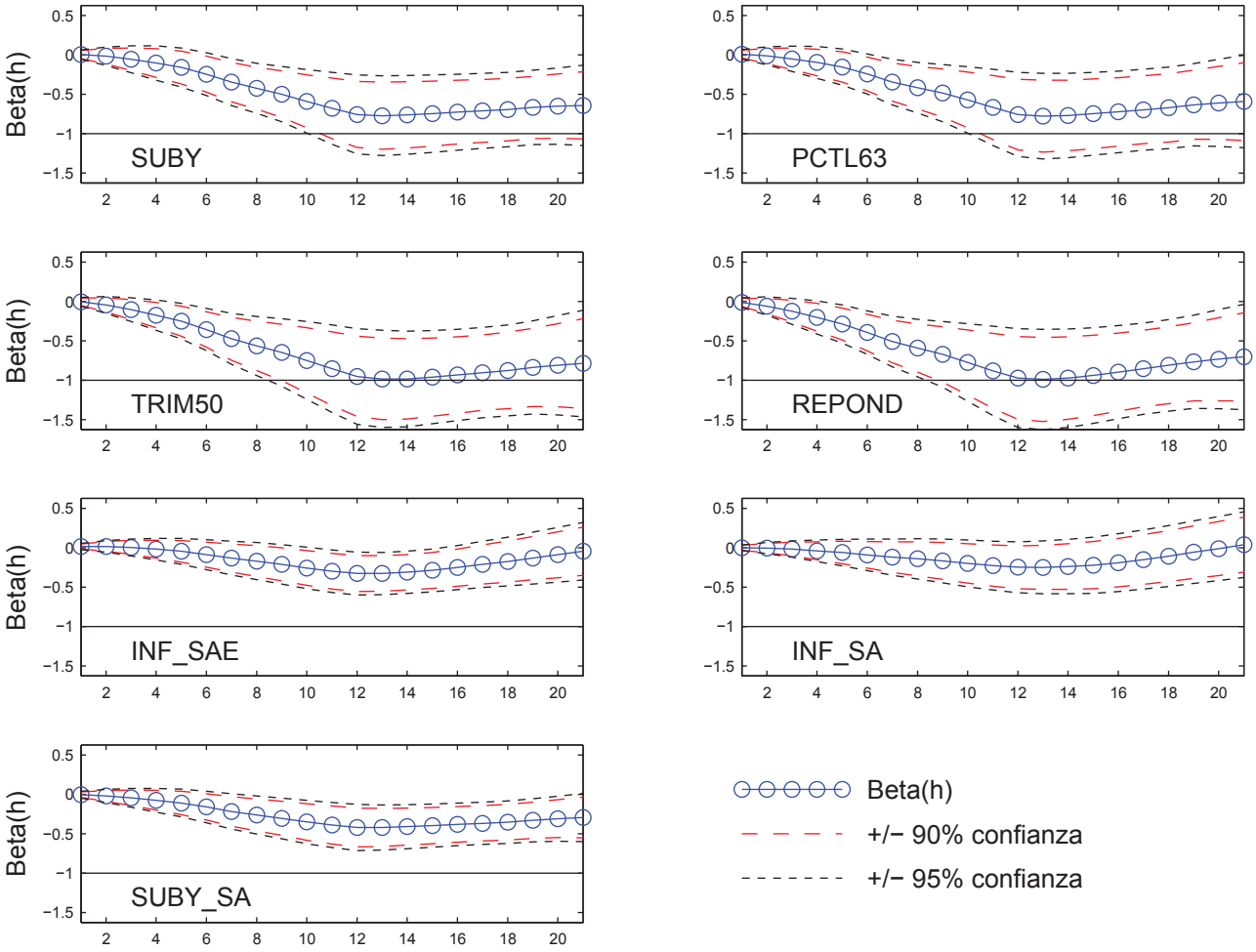
4 Conclusiones

En este documento se hace un estudio de las principales características del proceso inflacionario reciente así como indicadores tendenciales de inflación como variables útiles para la política monetaria. Se encuentran algunos hechos que se resaltan a continuación.

Cuando se revisó los componentes intensivos y extensivos del proceso inflacionario se encontró que el margen intensivo de la inflación explica prácticamente la totalidad de la variabilidad del ritmo

 © Marzo 2011 BCRP

GRÁFICO 12. *Valores de β_h según indicador de inflación subyacente (bandas de confianza HAC).*



inflacionario. Sin embargo, el margen extensivo aumenta en entornos de inflación relativamente alta como la ocurrida en el episodio de aumento de precios internacionales de alimentos de 2007-2008.

Otro hecho saltante es que las expectativas inflacionarias de corto plazo parecen no seguir a las

CUADRO 13. *Prueba de comparación de promedios*

Medida de inflación	Media	Error estándar	Intervalo de Confianza 95 %		Prueba t Pr($\|T\| > t$)
SUBY	2.08	0.16	1.77	2.39	0.06 *
INF_SA	1.95	0.12	1.71	2.19	0.01 **
INF_SAE	1.88	0.11	1.66	2.10	0.00 **
SUBY_SA	1.71	0.09	1.53	1.89	0.00 **
PCTLE63	2.25	0.15	1.96	2.54	0.23
TRIM50	2.34	0.12	2.10	2.58	0.39
REPOND	2.15	0.15	1.86	2.44	0.11
IPC	2.50	0.19	2.13	2.87	

NOTAS: H_0 : media(diferencia con IPC) = 0, H_1 : media(diferencia con IPC) $\neq$ 0. $*, **$ denota rechazo de H_0 al 10 y 5 por ciento de confianza, respectivamente. La muestra abarca de enero 2002 a diciembre 2009.

proyecciones del Banco Central ya que en estos periodos la información que proveen los diversos choques que golpean a los precios son los que priman. Sin embargo, las expectativas de inflación de más largo plazo (para el año calendario siguiente) siguen estadísticamente las proyecciones del Banco Central. Cuando ello ocurre, es teóricamente recomendable que el Banco Central reaccione fuertemente ante cambios en las expectativas de inflación para lograr estabilidad de las mismas.

También en relación a las expectativas, este documento ratifica que las expectativas de inflación de las empresas no financieras tienden a ser las más persistentes y tienen poca sensibilidad a la meta numérica de inflación del Banco Central.

Durante las presiones inflacionarias del periodo 2007-2008, se observó un aumento de la volatilidad de precios relativos. En este contexto, al utilizar dos criterios generalmente aceptados para evaluar las bondades de una medida de inflación subyacente, se halló que la inflación subyacente que publica el Banco Central se encuentra entre los mejores indicadores de inflación subyacente ya que principalmente permite predecir con mejor certeza los cambios futuros de la inflación total en el horizonte de política del Banco Central. Medidas ajustadas de inflación subyacente como aquella que se deriva de quitar los alimentos y bebidas de la inflación subyacente publicada no cumplen con principios básicos que debe tener todo indicador de inflación subyacente: proyectar bien y tener un promedio histórico parecido al de la misma inflación.

Anexo: Cambio de año base

A partir de enero 2010, el IPC de Lima Metropolitana se calcula utilizando la nueva estructura de ponderaciones construida a partir de la Encuesta Nacional de Presupuestos Familiares (ENAPREF) realizada entre mayo 2008 y abril 2009. La muestra consideró 6,900 viviendas de Lima Metropolitana.

Las características más saltantes de la nueva canasta son la menor ponderación del gasto en alimentos y bebidas y el mayor peso de los grupos de Transporte y Comunicaciones y Esparcimiento y Cultura (ver Cuadro 14, p. 53).

Asimismo, se han excluido 8 rubros (carnes secas, harina de menestras, aspiradoras y lustradoras, impuestos sobre la propiedad, asociaciones recreativas, otras grasas, combustibles líquidos (kerosenes) y transporte internacional) y hay 15 rubros nuevos (cereales y procesados, alimentos preparados, helados y hielo comestible, refrescos fluidos, muebles para guardar objetos, productos naturales manufacturados, dispositivos anticonceptivos, enseñanza en áreas diversas, reparación de diversas prendas, gastos en clases deportivas, música y baile, servicios y productos para mascotas, gastos de propiedad de la vivienda, consumo de gas natural para la vivienda, otros combustibles y servicio de internet y otros), alguno de los cuales implica una mayor desagregación de los rubros excluidos.

Con relación a la clasificación entre subyacente y no subyacente, la nueva canasta implica un aumento de la ponderación de los rubros considerados subyacentes, principalmente por el mayor peso de los servicios de educación (Cuadro 14). En el caso de la inflación no subyacente, el menor peso de los alimentos es parcialmente compensado por el mayor peso de las telecomunicaciones (teléfono e internet).

Finalmente, en el Gráfico 13 (p. 53) se aprecia que la nueva canasta ha acercado las ponderaciones de alimentos de la canasta hacia un nivel más acorde con el PBI per capita de Perú.[19] Sin embargo, aún con la nueva canasta, el peso de alimentos sigue siendo relativamente alto.

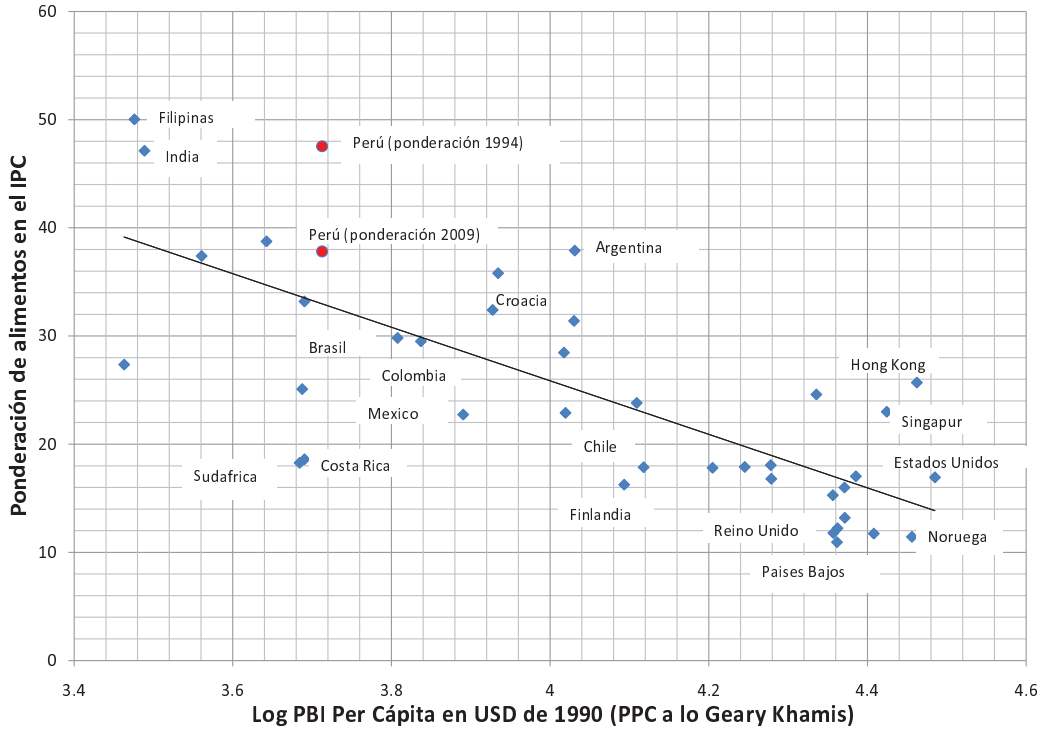
[19] La fuente del gráfico son las diversas oficinas de estadísticas oficiales. La elaboración es propia.

 © Marzo 2011 BCRP

CUADRO 14. *Comparación de canastas*

	Anterior	Actual	Diferencia
Base	Diciembre 2001	2009	
Encuesta	ENAPROM	ENAPREF	
Años de la encuesta	1993 - 1994	2008 - 2009	
Rubros	163	170	7
Variedades	515	532	17
Ponderaciones por grandes grupos			
Alimentos y bebidas	47.5	37.8	−9.7
Vestido y calzado	7.5	5.4	−2.1
Alquiler de vivienda, combustible y electricidad	8.8	9.3	0.4
Muebles, enseres y mantenimiento de vivienda	4.9	5.8	0.8
Cuidado, conservación de la salud y servicios médicos	2.9	3.7	0.8
Transportes y comunicaciones	12.4	16.5	4.0
Esparcimiento, diversiones, servicios culturales y enseñanza	8.8	14.9	6.1
Otros bienes y servicios	7.0	6.7	−0.4
Ponderaciones en clasificación subyacente - no subyacente			
Subyacente	60.6	65.2	4.6
Alimentos	13.0	11.3	−1.7
Textiles y calzado	7.6	5.5	−2.0
Aparatos electrodomésticos	1.0	1.3	0.3
Resto de productos industriales	12.5	14.9	2.4
Servicios	26.6	32.2	5.7
No subyacente	39.4	34.8	−4.6
Alimentos	22.5	14.8	−7.7
Combustible	3.9	2.8	−1.1
Transporte	8.4	8.9	0.5
Servicios públicos	4.6	8.4	3.7

GRÁFICO 13. *Logartimo del PBI per cápita y participación de alimentos en el IPC*



REFERENCIAS

Amano, R. y T. Macklem (1997), "Menu costs, relative prices and inflation: evidence for Canada", Bank of Canada Working Paper No. 97-14.

Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe y L. Valdivia (2001), "De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: El caso peruano", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 7, 25-74.

Bakhshi, H. (2002), "Inflation and relative price variability", *Economics Letters*, 76(1), 27-33.

Ball, L. y G. Mankiw (1995), "Relative price changes as aggregate supply shocks", *Quarterly Journal of Economics* 110(1), 161-193.

Baqaee D. (2010), "Using wavelets to measure core inflation: the case of New Zealand", *North American Journal of Economics and Finance*, 21(3), 241-255.

BCRP (2006), "Evaluación de indicadores de inflación subyacente", Notas de Estudios del BCRP, No. 11-2006.

Bilke, L. (2006), "A user point of view on core inflation measures", documento preparado por el Banco Central Europeo para la Comisión Europea de las Naciones Unidas, Comisión Estadística, Conferencia de Estadísticos Europeos, Grupo de Expertos en Indice de Precios al Consumidor, Ginebra, Mayo 10-12, 2006.

Blanchard, O. y D. Quah (1989), "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, 79(4), 655-73.

Blinder, A. (1997), "Measuring short-run inflation for central bankers - commentary", Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, 79(3), 157-160.

Blinder A., M. Ehrmann, M. Fratzscher, J. de Haan, D.J Jansen (2008), "Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence", *Journal of Economic Literature*, 46(4), 910-945.

Braithwait, S. (1980), "The substitution bias of the laspeyres price index: An analysis using estimated cost-of-living indexes", *American Economic Review*, 70(1), 64-77.

Bryan, M. y S. Cecchetti (1994), "Measuring core inflation", en Mankiw, N. G. (ed.), *Monetary Policy*, NBER Studies in Business Cycles, vol. 29, Chicago: University of Chicago Press, 195-215.

Bryan, M. y S. Cecchetti (1999), "Inflation and the distribution of price changes", *Review of Economics and Statistics*, 81(2), 188-196.

Cabredo, P. y L. Valdivia (1998), "Problemas en la medición de la inflación", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 3, 1-16.

Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2009), "Un modelo de equilibrio general con dolarización para la economía peruana", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 9-50.

Cogley, T. (2002), "A simple adaptive measure of core inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1), 94-113.

Choi, C. (2010), "Reconsidering the relationship between inflation and relative price variability", *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(5), 769-798.

Choi, C.Y y Y.S. Kim (2010), "Is there any asymmetry in the effect of inflation on relative price variability?", *Economics Letters*, 108(2), 233-236.

 © Marzo 2011 BCRP

Dowd K, J. Cotter y L. Loh (2010), "U.S. core inflation: A wavelet analysis", *Macroeconomic Dynamics*, June 2010.

Eckstein, O. (1981), *Core Inflation*, Engelwood Cliffs, N.J: Prentice-Hall.

Escobal J. y M. Castillo (1994), "Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: El caso peruano", Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE), Documento de Trabajo 21.

Fujiwara, I. (2005), "Is the central bank's publication of economic forecasts influential?", *Economics Letters*, 89(3), 255-261.

Grippa, F. y G. Ferreyros (2000), "Una medida de inflación subyacente para propuestas de política monetaria en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 6, 57-70.

Hansson J., J. Johansson y S. Palmqvist (2008), "Why do we need measures of underlying inflation?", *Sveriges Riksbank Economic Review*, 2008-2, 23-41.

INEI (2001), "Metodología de Cálculo del Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana", Centro de Investigación y Desarrollo.

Kelly, R. (2008), "The causal relationship between inflation and inflation expectations in the United Kingdom", Discussion Papers 24, Monetary Policy Committee Unit, Bank of England.

Klenow P. y B. Malin (2011), "Microeconomic evidence on price-setting" en Friedman, B. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 3A, Elsevier, 231-284.

Klenow P. y O. Kryvstov (2008), "State-dependent or time-dependent pricing: Does it matter for recent U.S. inflation?", *Quarterly Journal of Economics*, CXXIII(3), 863-904.

Lahura, E. (2004), "La relación dinero-producto, brecha del producto e inflación subyacente: algunas aplicaciones de las funciones Wavelets", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 11, 63-92.

Lavanda G. y G. Rodríguez (2010), "Descomposición histórica de la inflación en Perú. Distinguiendo entre choques de demanda y choques de oferta", Pontificia Universidad Católica del Perú, Documentos de Trabajo 2010-302.

Miller S. (2003), "Estimación del *pass-through* del tipo de cambio a precios: 1995-2002", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 10, 137-170.

Mishkin F. (2007), "Headline versus core inflation in the conduct of monetary policy", discurso en conferencia "Business Cycles, International Transmission and Macroeconomic Policies", Montreal, Canada.

Monge A. y D. Winkelried (2009), "PPC y convergencia de precios: un análisis para las ciudades del Perú", *Ensayos sobre Política Económica*, 27(58), 56-105.

Morris S. y H. S. Shin (2005), "Central bank transparency and the signal value of prices" *Brookings Papers on Economic Activity*, 2005(2), 1-66.

Muto I. (2008), "Monetary policy and learning from the central bank's forecast", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(1), 52–66.

Nakamura E. y J. Steinsson (2008), "Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models", *Quarterly Journal of Economics*, CXXIII(4), 1415-1464.

Quah, D. y S. Vahey (1995), "Measuring core inflation", *Economic Journal*, 105(432), 1130-1144.

Reis, R. y M. Watson (2010), "Relative goods' prices, pure inflation and the Phillips correlation" *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(3), 128-157.

Roger, S. (1998), "Core inflation: Concepts, uses and measurement", Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper No. G98/90.

Salas, J. (2009), "¿Qué explica las fluctuaciones de la inflación en el Perú en el periodo 2002-2008?: Evidencia de un análisis VAR estructural", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 16, 9-36.

Salas, J. (2010), "Bayesian estimation of a simple macroeconomic model for a small open and partially dollarized economy", Documento de Trabajo BCRP No. 2010-007.

Silver, M. (2006), "Core inflation measures and statistical issues in choosing among them" , IMF Working Paper, WP/06/97.

Smith, J. (2004), "Weighted median inflation: Is this core inflation?, *Journal of Money Credit and Banking*, 36(2), 253-263.

Valdivia, L. y L. Vallejos (2000), "Inflación subyacente en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos,* 6, 26-43.

Vega M., S. Bigio, D. Florian, G. Llosa, S. Miller, N. Ramirez-Rondan, D. Rodriguez, J. Salas y D. Winkelried (2009), "Un modelo semiestructural de proyección para la economía peruana", Banco Central de Reserva del Perú,, *Revista Estudios Económicos*, 17, 51-83.

Vega L. y M. Wynne (2002), "A first assessment of some measures of core inflation for the Euro Area", *German Economic Review* 4(3), 269-303.

Winkelried D. (2003), "¿Es asimétrico el *pass-through* en el Perú?: Un análisis agregado", Banco Central de Reserva del Perú,, *Revista de Estudios Económicos*, 10, 171-199.

Winkelried D. (2010), "Sobre los determinantes de la inflación", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda* 145, 12-16.

 © Marzo 2011 BCRP

Derechos Reservados © 2011 Banco Central de Reserva del Perú
Revista Estudios Económicos **20**, 57 - 71 (Marzo 2011)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/estudios-economicos-no-20.html

Presiones cambiarias en el Perú: Un enfoque no lineal

DANIEL MORALES VÁSQUEZ*

El trabajo estudia las presiones cambiarias en el Perú de 1996 a 2010. Se utiliza un modelo de cambio de régimen para detectar y caracterizar estas presiones, clasificándolas en tres estados: depreciación, apreciación y movimientos normales. Luego, se estudian los factores que explicarían aquellas presiones en el mercado cambiario. Se encuentra que aumentos de la tasa de interés internacional disminuyen la probabilidad de encontrarse en un período de apreciación y que una mejora en la balanza comercial incrementa la probabilidad de encontrarse en un período apreciatorio. Asimismo, la pérdida de valor de una moneda fuerte como el yen frente al dólar, fenómeno asociado con un incremento de la percepción de riesgo internacional, aumenta la probabilidad de encontrarse en un período de depreciación cambiaria. Finalmente, se encuentra que la política fiscal no habría sido un factor determinante para generar presiones cambiarias.

Palabras Clave : Presiones cambiarias, modelos de cambio de régimen tipo Markov.
Clasificación JEL : C22, C32, E44, F31.

Uno de los principales retos que enfrentaron los hacedores de política en el Perú en el período de reformas a inicios de los 90's fue la elección del régimen de tipo de cambio a aplicarse. Si bien la adopción del régimen de tipo de cambio flexible permite mayor libertad para tener una política monetaria independiente, un tipo de cambio fijo también podría presentar beneficios tal como lo sugieren Braga y otros (2007). Primero, se fija la inflación importada en los bienes transables con lo que se contribuye a controlar la inflación interna. Segundo, se anclan las expectativas de inflación doméstica a la tasa de inflación del país de referencia (típicamente los Estados Unidos). Y tercero, como sugieren Blanchard y otros (2010), las presiones a la apreciación del tipo de cambio pueden ser contrarrestadas a través de compras de divisas que se traducen en una acumulación de reservas internacionales netas (RIN). De este modo, siempre y cuando se hayan acumulado suficientes RIN, se podría aminorar el impacto de la apreciación cambiaria sobre la competitividad del sector exportador y acotar el riesgo de iliquidez en moneda extranjera en el sistema financiero en caso de fuga de capitales o crisis cambiarias. Esto último

* Apoyo Consultoría SAC., Av. Armendáriz 424, Miraflores, Lima 18, Perú (e-mail: dmorales@apoyoconsultoria.com).
Este documento tiene como base la tesis de licenciatura del autor y ocupó el primer lugar del Concurso de Jóvenes Economistas del BCRP *Luis Felipe de las Casas Grieve* 2009 - 2010.
Agradezco especialmente a Gabriel Rodríguez (Pontificia Universidad Católica del Perú) por sus valiosos comentarios como asesor en la elaboración de este documento. Agradezco también a Paul Castillo (BCRP), Hugo Santa María (Apoyo Consultoría) y a un examinador anónimo del BCRP por sus sugerencias y críticas. Todos los errores subsistentes en este documento son de entera responsabilidad del autor.

Este documento no representa necesariamente las opiniones del Banco Central de Reserva del Perú

resulta importante para amortiguar el efecto "hoja de balance" producto de una depreciación abrupta presente en economías con un alto grado de dolarización financiera.

En la práctica, la opción elegida fue un régimen intermedio de flotación administrada. Dentro de un contexto de apertura financiera, este sistema implica la coexistencia de una política monetaria con cierto rango de independencia y una política cambiaria con relativo control sobre el tipo de cambio. En este marco, como en el régimen de tipo de cambio flexible, las presiones en el mercado cambiario (PMC) se liberan a través del tipo de cambio y del diferencial entre las tasas de moneda local y extranjera como reflejo de la escasez relativa de monedas. Pero además las presiones cambiarias pueden liberarse a través de cambios en las RIN, como en un esquema de tipo de cambio fijo. Sin embargo, este régimen no está exento de debilidades pues en presencia de fuertes PMC mantener la estabilidad cambiaria implicaría sacrificar en parte el objetivo de control de la inflación por parte de la autoridad monetaria.

Una primera línea de estudios busca detectar las PMC a través del cálculo de índices de presión en el mercado cambiario (IPMC). Éstos son construidos como la suma ponderada de la variación de las variables a través de las cuales se liberan estas presiones: el tipo de cambio, el diferencial de tasas de interés y las RIN. Desde la contribución inicial de Girton y Roper (1977), se ha realizado una amplia aplicación empírica de esta metodología en varios países. Entre los trabajos más importantes se encuentran Kim (1985) con una aplicación para Corea, Eichengreen y otros (1995) para las economías que formaron parte del Sistema Monetario Europeo (SME), Alvarado y Copete (2000) con un estudio para México, Pineda (2003) para Venezuela, Winkelried (2003) para seis economías latinoamericanas incluyendo la peruana, Blankson y Amoah (2003) para Ghana, y Bertoli y otros (2006) con un análisis para 25 economía emergentes.

Un avance importante dentro de esta línea de investigación es el desarrollo de sistemas de alerta temprana de crisis a partir la estimación de un IPMC. Estos trabajos se basan en la construcción de variables dicotómicas a partir del cálculo inicial de un IPMC, para luego estimar modelos de elección discreta y hallar los determinantes de la PMC incorporando distintas variables explicativas. Así, la evolución de estas variables permite obtener un sistema de alerta sobre la posible ocurrencia de crisis cambiarias. Entre los trabajos más saltantes figuran Goldberg (1990), Eichengreen y otros (1994), Edwards (2002), Collins (2003), Krznar (2004) y Gunsel y otros (2010).

Una segunda línea de trabajos empíricos se sustenta en el uso de modelos dinámicos de cambios de régimen que siguen una cadena de Markov (*Markov Switching* o MS) para detectar las PMC. Estudios como los de Engel y Hakkio (1994) y Gómez-Puig y Montalvo (1997) emplean las probabilidades filtradas que se obtienen con este tipo de modelos para categorizar los regímenes de calma y crisis cambiaria experimentados por economías pertenecientes al SME a inicios de los 90's, logrando así una mejor caracterización de las PMC respecto a metodologías anteriores.

Más recientemente, se han dado desarrollos importantes dentro de esta segunda línea de investigación. En primer lugar, se incorpora un tercer régimen de apreciación en la estimación del modelo MS para mejorar la caracterización de las PMC, como se observa en el estudio de Kumah (2007). En segundo lugar, se busca hallar los determinantes de la PMC. Por un lado, Campos y Rodríguez (2000) aplican un modelo logit a las probabilidades obtenidas en la estimación del modelo MS. Por otro lado, Martínez (2002), Abiad y otros (2002) y Álvarez-Plata y Schroteen (2003) estiman un modelo MS con probabilidades de transición variantes en el tiempo, buscando así explicar el paso de un régimen de calma a uno de crisis cambiaria y viceversa. Empleando la misma metodología de Martínez (2002), Humala (2006) es el único trabajo documentado que estudia las PMC peruano a través de un modelo de cambio de régimen, evaluando sus características y determinantes para los regímenes de calma y crisis cambiarias.

En términos generales, los estudios basados en modelos del tipo MS han permitido obtener mejores

 © Marzo 2011 BCRP

caracterizaciones de las PMC respecto de metodologías anteriores, modelándolas como un fenómeno dinámico no lineal. Debido a estas ventajas, el presente estudio busca detectar y caracterizar las presiones en el mercado cambiario del Perú empleando un modelo MS en el período enero de 1996 y junio de 2010. A diferencia del trabajo de Humala (2006), se incorpora el régimen de presiones apreciatorias adicionalmente a los regímenes de calma y presiones depreciatorias.

Se encuentra que el modelo MS caracteriza satisfactoriamente las presiones en el mercado cambiario peruano, en línea con la revisión de hechos estilizados. Asimismo, se encuentra que aumentos de la tasa de interés extranjera disminuyen la probabilidad de encontrarse en un período de apreciación, mientras que un mayor flujo de dólares a través de la balanza comercial aumenta la probabilidad de encontrarse en un período de presiones apreciatorias. Por su parte, la pérdida de valor de una moneda fuerte como el yen japonés frente al dólar americano, un fenómeno asociado con un incremento de la percepción de riesgo internacional, aumenta la probabilidad de encontrarse en un período de depreciación cambiaria. Finalmente, cabe resaltar que la variable de resultado económico del gobierno central resulta no significativa, lo que indicaría que la política fiscal no habría sido un factor determinante para generar presiones cambiarias.

La estructura del presente estudio es la siguiente. La sección 1 aborda los hechos estilizados relacionados a las presiones cambiarias en el Perú. La sección 2 modela estas presiones como un fenómeno no lineal, presentando un modelo teórico adecuado. La sección 3 repasa la metodología de estimación del modelo MS y el modelo logit multinomial. La sección 4 muestra el tratamiento que se ha dado a los datos para la estimación econométrica y los principales resultados de este ejercicio. Por último, la sección 5 presenta las conclusiones.

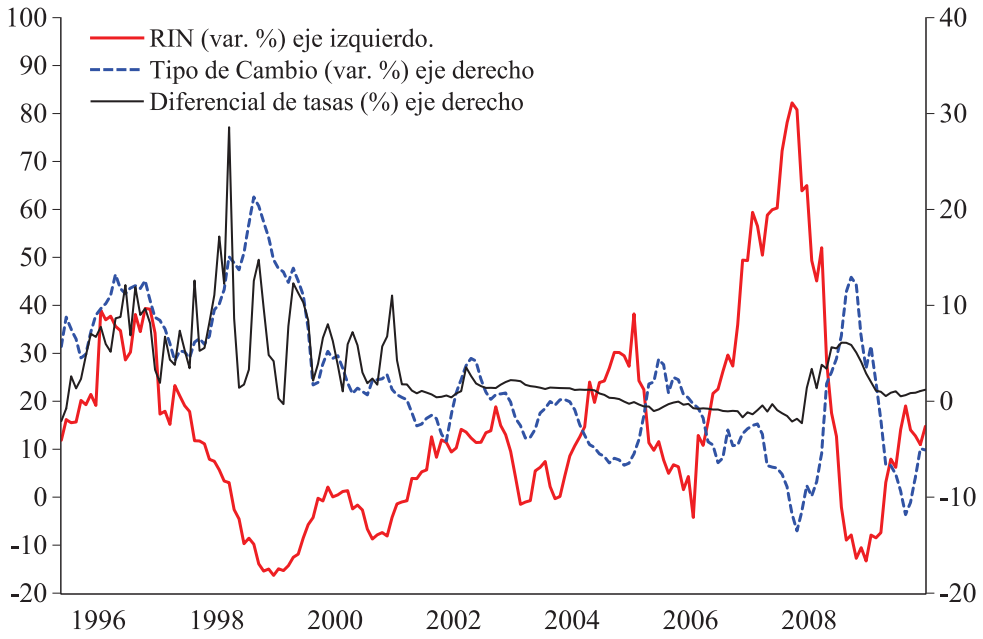
1 El mercado cambiario peruano desde los 90's

Los períodos de elevada presión hacia la depreciación del tipo de cambio han sido motivados, generalmente, por crisis financieras internacionales como la crisis asiática y la crisis ruso-brasileña de finales de los 90's. Como se observa en el Gráfico 1 (p. 60), la depreciación de la moneda local que fue de 5.1% en 1997, se triplicó hasta llegar a 15.4% en 1998. Por su parte, las RIN, que venían creciendo hasta 1997, cayeron drásticamente en 9.7% en 1998. Durante este período de turbulencia no se observa una clara relación entre el diferencial de tasas de interés y los movimientos del tipo de cambio o las RIN.

Entre los años 2000 y 2005 se presencia un período de relativa calma en la evolución de las variables excepto por el período de depreciación de mediados del año 2002, asociado con la incertidumbre generada frente a la elección de un candidato considerado de izquierda en Brasil. A inicios del año 2006, la depreciación del nuevo sol alcanza el 5% y un movimiento contrario se observa en las RIN, que descendieron rápidamente luego de un período de acumulación de tres años consecutivos. Se asocia con este período la incertidumbre electoral local que generó un aumento de la demanda por dólares, reflejándose en fuertes presiones al alza sobre el tipo de cambio. Nuevamente, la evolución del diferencial de tasas de interés en esta ocasión no parece mostrar ninguna relación con respecto al movimiento observado en las RIN y en el tipo de cambio.

Entre fines de 2006 hasta abril de 2008, se observa un período caracterizado por la acumulación masiva de RIN, la ampliación del diferencial de tasas de interés y presiones apreciatorias sobre el tipo de cambio, ante la creciente entrada de divisas por efecto del constante superávit comercial y el elevado flujo de inversión extranjera directa. Esta situación se acentúa desde el tercer trimestre de 2007 producto del aumento significativo de las inversiones de portafolio de corto plazo de inversionistas extranjeros. Respecto a este último factor, debe señalarse que el diferencial de tasas locales e internacionales y el

GRÁFICO 1. *Tipo de cambio, RIN y diferencial de tasas, 1996 a 2010*



financiamiento barato en países con tasa de interés real negativa (como Japón e Irlanda) favorecieron al *carry trade* de monedas, donde las expectativas a la baja para el tipo de cambio llevaron a una apreciación sostenida de monedas como el nuevo sol (ver BBVA, 2007; Crédit Agricole, 2007).

En respuesta a este proceso especulativo a favor del nuevo sol, en abril de 2008 el BCRP decide elevar de 40% a 120% la tasa marginal de encaje a las obligaciones en moneda nacional de la banca local con entidades financieras no residentes. Esta medida provocó una reversión de los influjos de capitales de corto plazo, poniendo fin a las presiones apreciatorias sobre el nuevo sol. Este contexto, que duró hasta mediados del 2008, fue exacerbado por el estallido de la crisis financiera internacional luego de la declaración en bancarrota del banco de inversión Lehman Brothers en setiembre del mismo año. El efecto inmediato fue el aumento de la percepción de riesgo de los agentes locales y extranjeros, que provocó un fuerte incremento en la demanda por dólares presionando hacia la depreciación de la moneda local, a pesar del aún elevado diferencial de tasas de interés. Como se observa en el Gráfico 1, como consecuencia de estos episodios el nuevo sol mostró una depreciación de 7% frente al dólar entre setiembre de 2008 y febrero de 2009, a pesar de las intervenciones por parte del BCRP que llevaron a una reducción de alrededor de 11% de las RIN durante el mismo período.

Desde marzo hasta finales del año 2009, se observa un período de reducción de la percepción de riesgo internacional y recuperación de los mercados financieros. Con esto, se revierte la fuerte depreciación experimentada por el tipo de cambio durante la crisis, lo que permitió la gradual recuperación de las RIN. Finalmente, desde finales del 2009 hasta mediados del 2010, parece observarse un período de pocas presiones al tipo de cambio y pocas compras de dólares por parte del BCRP, lo que sería consistente con movimientos del tipo de cambio en línea con sus fundamentos.

La ocurrencia simultánea de una fuerte depreciación y una reducción del nivel de RIN en los años 1998 a 1999, en el año 2006 y entre mayo de 2008 y abril de 2009, sumado a la ocurrencia simultánea de una fuerte apreciación con acumulación de RIN entre mediados de 2007 y abril de 2008, apuntan hacia fuertes grados de intervención por parte del BCRP en estos períodos. Asimismo, el diferencial de tasas de interés parece tener una relación con los movimientos del tipo de cambio y las RIN en los últimos

 © Marzo 2011 BCRP

años, aunque ésta tiende a anularse en períodos de alta incertidumbre. Por ello, es necesario establecer un marco teórico apropiado que modele las presiones cambiarias como un fenómeno no lineal en sus distintos regímenes (apreciación, depreciación y movimientos normales del tipo de cambio), junto con una autoridad monetaria que muestre interés de intervención en el mercado cambiario.

2 MODELO TEÓRICO

Para caracterizar las presiones cambiarias, es necesario que al menos uno de dos eventos sucedan: una apreciación o depreciación del tipo de cambio, o una voluntad expresa de la autoridad monetaria de *ir contra la corriente*. Estas dos características han sido abordadas previamente en la literatura, especialmente a través de modelos monetarios sobre los cambios en el tipo de cambio y el comportamiento especulativo de los participantes del mercado de divisas (Weymark, 1995). Se seguirá el modelo propuesto por Kumah (2007), basado en la paridad descubierta de tasas de interés (PDI). Así, las decisiones de portafolio de los agentes se ven influenciadas por elecciones respecto a activos con sustitución imperfecta y distintas rentabilidades ajustadas por la devaluación esperada.

La demanda por saldos reales guarda una relación log-lineal respecto al producto y_t y la tasa de interés doméstica i_t, $m_t^d - p_t = \alpha y_t - \beta i_t + \nu_t$, donde m_t^d es el logaritmo de la demanda nominal de dinero, p_t es el logaritmo del nivel precios local y ν_t es un choque imprevisto en la demanda por saldos reales. Asimismo, α es la elasticidad ingreso del dinero y β es la semi-elasticidad de la demanda de dinero respecto a la tasa de interés. Si asumimos que se cumple la paridad de poder de compra (PPC), existe un traspaso (*pass-through*) completo desde los precios internacionales e internos hacia el tipo de cambio, por lo que el (logaritmo) tipo de cambio nominal e_t satisface $e_t = p_t - p_t^*$, donde p_t^* representa el logaritmo de los precios internacionales.

Bajo la PDI, $i_t = i_t^* + \mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|I_t) + \rho_t$, donde i_t^* representa la tasa de interés internacional, $\mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|I_t)$ es la depreciación esperada condicionada al conjunto de información disponible hasta el período actual I_t y ρ_t es la prima por riesgo asociada al tipo de cambio. Así, reemplazando estas igualdades en la ecuación de demanda por saldos reales se obtiene

$$m_t^d = (e_t + p_t^*) + \alpha y_t - \beta[i_t^* + \mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|I_t) + \rho_t] + \nu_t \,. \tag{1}$$

La oferta monetaria doméstica está compuesta por el crédito doméstico d_t y por las reservas internacionales R_t, $m_t = d_t + R_t$. Se asume, además, que el Banco Central (BC) interviene en el mercado de divisas vendiendo o adquiriendo reservas internacionales de acuerdo con la siguiente regla:

$$\Delta R_t = -\delta \Delta e_t \,. \tag{2}$$

Bajo la regla descrita en la ecuación (2), el BC intervendrá en el mercado de divisas cuando observe que el tipo de cambio muestra presiones apreciatorias o depreciatorias, teniendo en cuenta el grado de intervención cambiaria, δ. Sin embargo, si existe un régimen de libre flotación cambiaria, entonces el valor del parámetro δ será exactamente 0.

Con ello, las ecuaciones que representan el comportamiento del crecimiento de la demanda de saldos reales y de la oferta monetaria doméstica quedan expresadas de la siguiente manera:

$$\Delta m_t^d = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \alpha \Delta y_t - \beta \Delta i_t^* - \beta \mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|I_t) - \beta \Delta \rho_t + \beta \Delta e_t + \nu_t \,, \tag{3a}$$

$$\Delta m_t = \Delta d_t - \delta \Delta e_t \,. \tag{3b}$$

La variación del tipo de cambio que equilibra el mercado monetario ($\Delta m_t^d = \Delta m_t^s$), puede expresarse como una función de los fundamentos económicos y el grado de intervención en el mercado de divisas por parte de la autoridad monetaria (δ):

$$\Delta e_t = \frac{1}{(1+\beta+\delta)}(-\Delta p_t^* - \alpha\Delta y_t + \beta\Delta i_t^* + \beta \mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|I_t) + \beta\Delta\rho_t + \Delta d_t - \Delta v_t). \tag{4}$$

De la ecuación (4), podemos observar las principales relaciones de comportamiento que van acorde con los principales modelos teóricos respecto al tipo de cambio, en ausencia de intervención en el mercado de divisas: un incremento en los precios internacionales ocasiona una apreciación de la moneda local (por el canal de la PPC); un incremento en la producción interna reduce la demanda de dinero por moneda extranjera, apreciando consecuentemente a la moneda nacional; aumentos de la tasa de interés internacional provocan una depreciación de la moneda local por efecto de la PDI; un incremento de la prima por riesgo asociada a la moneda local provoca una depreciación del tipo de cambio con lo que se sigue manteniendo la PDI; y un choque positivo en la demanda de dinero ocasiona una apreciación de la moneda local, sin embargo se deprecia ante choques expansivos de la oferta monetaria.

Debido a que la respuesta del tipo de cambio ante los escenarios revisados líneas arriba depende del grado de intervención cambiaria (δ), se presta atención especial a este parámetro. De (4), se observa que si el BC tiene una clara intención de *ir contra la corriente*, este podría mantener el tipo de cambio fijo; es decir, $\lim_{\delta\to\pm\infty} \Delta e_t = 0$. Si un choque genera una presión depreciatoria sobre el tipo de cambio, el BC puede neutralizar esta presión haciendo que $\delta \to -\infty$, con ello, las variaciones en el tipo de cambio se acercan a cero desde arriba. Esto significa que el BC se encuentra vendiendo RIN con el fin de evitar que la moneda local se deprecie. Situación contraria se observa si se da un choque que genera una presión apreciatoria. En este caso, el BC puede neutralizar esta presión haciendo que $\delta \to \infty$, con lo cual el tipo de cambio se acerca a cero desde abajo. Esto significa que las compras de divisas por parte del BC logran evitar la apreciación de la moneda local.

Por otro lado, cuando $\delta = 0$ el BC permite la libre flotación del tipo de cambio, con lo que se observará que sus fluctuaciones responden al desempeño de los fundamentos de la economía. Asimismo, sobredimensionará la volatilidad del tipo de cambio cuando se cumpla que $-(1+\beta) < \delta < 0$, ya que el multiplicador será positivo pero mayor que 1, con lo que se tendrá un efecto amplificador.

Considere ahora la presión en el mercado cambiario. Este concepto basado en Girton y Roper (1977) corresponde a la combinación lineal de los cambios porcentuales del tipo de cambio y las RIN, de tal forma que $PMC_t = \Delta e_t + \phi\Delta R_t$, donde $\phi \in [-1, 0]$ representa la elasticidad de las RIN ante cambios en el tipo de cambio. Así, si la autoridad monetaria decide realizar intervenciones en el mercado cambiario, se tiene que $PMC_t = (1-\phi\delta)\Delta e_t$. Si bien esta definición representa una relación entre la PMC y cambios discretos en el grado de intervención (δ), no permite diferenciar períodos de PMC. Por ello, se adopta el enfoque de Kumah (2007) que permite una clara clasificación de la PMC de acuerdo con:

$$PMC_t = \begin{cases} < 0 \text{ (presión apreciatoria)}, & \text{para } \delta > -(1+\beta), \delta \neq 0 \text{ y } \Delta e_t < 0\,. \\ = 0 \text{ (sin presiones)}, & \text{para } \delta = 0\,, \\ > 0 \text{ (presión depreciatoria)} & \text{para } \delta < -(1+\beta) \text{ y } \Delta e_t > 0\,. \end{cases} \tag{5}$$

De esta manera, la ocurrencia simultánea de un movimiento en el tipo de cambio y una clara intención del BC de *ir contra la corriente* (que se refleja en los distintos valores que puede tomar δ) determinan los estados que puede adoptar la PMC. Asimismo, esta especificación recoge la naturaleza no-lineal de la PMC, por lo que se hace necesario utilizar métodos econométricos no lineales para representar el proceso descrito en la expresión (5).

 © Marzo 2011 BCRP

3 METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Se sigue un procedimiento de dos etapas en la estimación econométrica. En primer lugar, se estima un modelo MS para el período enero de 1996 hasta junio de 2010 con el fin de detectar y caracterizar los períodos de presiones cambiarias en el Perú. En segundo lugar, se utiliza un modelo logit multinomial aplicado a las probabilidades suavizadas calculadas por el MS para hallar los determinantes de la PMC para Perú. En este apartado se presentan los modelos econométricos en cuestión.

3.1 MODELO DE CAMBIO DE RÉGIMEN DEL TIPO MARKOV

Este enfoque de modelos de series de tiempo no lineales se debe a Hamilton (1989). La idea subyacente es que las variables analizadas presentan distintos procesos generadores de datos que dependen del estado en que se encuentre la economía. Estos entornos cambiantes son representados por una variable aleatoria no observable. En concreto, se considera una variable endógena y_t con un comportamiento autoregresivo y un conjunto de variables exógenas $\boldsymbol{X}_t$, cuyas relaciones dependen de la variable discreta $s_t \in \{1, \ldots, M\}$:

$$y_t = \nu(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(s_t) y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \boldsymbol{\beta}_i(s_t) \boldsymbol{X}_{t-i} + u_t \,. \tag{6}$$

Se asume que la variable u_t, que representa los errores de la regresión, se distribuye como una función de distribución normal condicionada a la variable no observable: $u_t \mid s_t \sim NID(0, \sigma^2(s_t))$.

Utilizando la nomenclatura de Krolzig (1997, cap. 1), el modelo descrito líneas arriba corresponde a un MSIAH(M)-ARX(p). Es decir, es un modelo autorregresivo, cuyo intercepto (I), coeficientes autorregresivos (A), varianza de los errores (H, por heterocedástico) y coeficientes de las variables exógenas (X) dependen de una variable estocástica s_t que sigue un proceso de cadenas de Markov de primer orden con probabilidades de transición constantes

$$\Pr(s_t = l \mid s_{t-1} = h, s_{t-2}, \ldots) = \Pr(s_t = l \mid s_{t-1} = h) = p_{hl} \,, \sum_{l=1}^{M} p_{hl} = 1 \; \forall (h, l) \in \{1, \ldots, M\} \,. \tag{7}$$

La ecuación (7) indica que la probabilidad de transición (léase, la probabilidad de estar en el régimen l, dado que en el período anterior se estuvo en el régimen h) sigue un proceso markoviano ergódico e irreducible de primer orden. Esto significa que la probabilidad de encontrarse en el régimen l en el período t, depende únicamente del régimen en que se encontraba la economía en el período $t-1$. Además, se tiene que las probabilidades de pasar de un estado hacia cualquier otro estado posible deben sumar 1 y se asume que ninguna de estas probabilidades es igual a la unidad. Ello significa que pueden existir estados persistentes (con probabilidad de transición cercana a 1) mas no absorbentes (iguales a 1), por lo que siempre cabe la posibilidad de hacer la transición hacia cualquier estado.

Estas probabilidades pueden representarse en la matriz de transición para un proceso de cadenas de Markov de M estados

$$\boldsymbol{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix}, \tag{8}$$

donde $p_{iM} = 1 - p_{i1} - \ldots - p_{iM-1}$, para $i = 1, \ldots M$.

Adicionalmente a las probabilidades de transición y de los parámetros α, $\boldsymbol{\beta}$ y σ^2, es posible estimar también las probabilidades de estar en cada régimen en cada momento del tiempo (condicional a toda la información en la muestra). Para tales fines, se utiliza el algoritmo de maximización de expectativas (EM) propuesto por Hamilton (1990) y descrito con detalle en Krolzig (1997, cap. 6).

3.2 Modelo logit multinomial

Se asume que existe una variable dependiente *PMC*, presión en el mercado cambiario, con J resultados posibles. Las categorías son enumeradas desde el 1 hasta J, pero no se asume ningún tipo de orden entre ellas. La probabilidad de observar el resultado m dado un conjunto de variables exógenas, $\boldsymbol{z}$, se parametriza como

$$\Pr(PMC_t = m \mid \boldsymbol{z}_t) = \frac{\exp(\boldsymbol{z}_t\boldsymbol{\gamma}_m)}{\sum_{i=1}^{J}\exp(\boldsymbol{z}_t\boldsymbol{\gamma}_i)}\,. \tag{9}$$

Con el fin de identificar el modelo, se asume que $\boldsymbol{\gamma}_1 = \mathbf{0}$ de modo que modelo puede reescribirse

$$\Pr(PMC_t = 1 \mid \boldsymbol{z}_t) = \frac{1}{1+\sum_{i=2}^{J}\exp(\boldsymbol{z}_t\boldsymbol{\gamma}_i)} \quad \text{y} \quad \Pr(PMC_t = m \mid \boldsymbol{z}_t) = \frac{\exp(\boldsymbol{z}_t\boldsymbol{\gamma}_m)}{1+\sum_{i=2}^{J}\exp(\boldsymbol{z}_t\boldsymbol{\gamma}_i)} \quad \text{para } m > 1\,.$$

Este modelo se conoce como logit multinominal y la estimación por máxima verosimiltud de los vectores $\boldsymbol{\gamma}_m$, $m = 2, 3, \ldots, J$, es un problema estándar. Los estimadores resultantes son consistentes y asintóticamente normales. Mayor detalle se encuentra en Amemiya (1985, cap. 9) y Long (1997, cap. 6).

4 Resultados

4.1 Modelo de cambio de régimen del tipo Markov

Sobre la base del modelo teórico propuesto, las variables claves a través de las cuales se liberan las PMC son el tipo de cambio, las RIN a través de la regla de intervención y el diferencial de tasas de interés a través de la PDI. Por ello, estas variables serán las que nos permitirán caracterizar el fenómeno de las presiones cambiarias en este primer paso en la estimación econométrica.

Se plantea un modelo autoregresivo univariado para evaluar el co-movimiento de las tres variables descritas líneas arriba. Así, se incluye como variable al lado izquierdo a la variación del tipo de cambio y como variables al lado derecho tanto a la variación en la RIN como a la variación en el diferencial de tasas.[1] La variable $y_t = \Delta TC_t$ se calcula como la variación porcentual mensual del tipo de cambio promedio compra-venta interbancario. La variable X_{1t} corresponde a la variación porcentual mensual de las RIN, $X_{1t} = \Delta RIN_t$. Finalmente, la variable X_{2t} corresponde a la variación mensual del diferencial de tasas promedio interbancarias en soles y dólares, $X_{2t} = \Delta DIF_t$. Todas las series fueron obtenidas de las series estadísticas mensuales del BCRP y corresponden al período entre enero de 1996 a junio de 2010.

El siguiente paso es la determinación del número óptimo de regímenes o estados del modelo MS-AR. Debido a que las pruebas que contrastan el número óptimo de regímenes aplicados a modelos no lineales del tipo Markov no tienen una distribución estándar (ver Hansen, 1992), Humala (2005) propone utilizar alternativamente criterios de bondad de ajuste para elegir la mejor especificación. Para el presente estudio,

[1] Se realizó también la estimación univariada de un IPMC, cuyos detalles se encuentran en los anexos. Sin embargo, la caracterización obtenida no recogió satisfactoriamente los períodos de PMC reseñados en los hechos estilizados.

 © Marzo 2011 BCRP

CUADRO 1. *Criterios de selección de modelos según número de regímenes*

	SCR	AIC	BIC	Pr(Davies)	Pr(Jarque-Bera)
Modelo lineal ARX(2)	200.152	3.038	3.156	–	0.000
MSIAH(2)-ARX(2)	191.274	2.716	2.971	0.000	0.124
MSIAH(3)-ARX(2)	74.778	2.678	3.113	0.000	0.194
MSIAH(4)-ARX(2)	81.9333	2.653	3.307	0.000	0.152

NOTAS: SCR: Suma de cuadrados de residuos; AIC: Criterio de información de Akaike; BIC: Criterio de información de Schwartz; Pr(Davies): valor *p* de la prueba de Davies (H_0 : modelo lineal); Pr(Jarque-Bera) valor *p* de prueba de normalidad (H_0 : residuos son normalmente distribuidos).

se prueban distintas especificaciones de modelos autorregresivos lineales y del tipo MS de hasta cuatro regímenes.

Los resultados de los criterios escogidos para la mejor especificación según el número de regímenes se muestran en el Cuadro 1. Se observa que, en general, los modelos no lineales del tipo MS son superiores a una especificación lineal tanto en función de los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwartz (BIC) como en función de la sumatoria de cuadrados de residuos (SCR). La prueba de Davies rechaza la hipótesis nula de linealidad a favor de la no linealidad del tipo MS al nivel de confianza de 99% y la prueba de Jarque-Bera no permite rechazar la hipótesis nula de normalidad de los residuos en los modelos del tipo MS. Esto constituye otro punto a favor del uso de modelos no lineales. Entre los modelos no lineales, el mejor modelo resulta ser el MSIAH(3)-ARX(2), al tener los menores criterios de información y la menor SCR. Más aún, las probabilidades suavizadas obtenidas con este modelo presentan el mejor ajuste respecto de los hechos estilizados discutidos en la sección 1. Así, $s_t \in \{1, 2, 3\}$, los cuales representan los estados de apreciación, movimientos normales del tipo de cambio y de depreciación, respectivamente. La forma funcional del mejor modelo estimado es

$$\Delta TC_t = \nu(s_t) + \alpha_1(s_t)\Delta TC_{t-1} + \alpha_2(s_t)\Delta TC_{t-2} + \beta_1(s_t)\Delta RIN_t + \beta_2(s_t)\Delta DIF_t + u_t\,, \tag{10}$$

y los resultados de estimación se muestran en el Cuadro 2. Se observa que tanto en períodos de apreciación $s_t = 1$ como de depreciación $s_t = 3$, la relación entre ΔRIN_t y ΔTC_t es negativa, lo cual está en línea con un fuerte grado de intervención de parte de la autoridad monetaria. Adicionalmente, en períodos de apreciación, cambios en el diferencial de tasas de interés se relacionan negativamente con cambios en el tipo de cambio, mientras que en períodos de depreciación la relación se torna positiva. Esto último se puede explicar por el incremento de la prima por riesgo asociada a la moneda local que eleva la tasa de interés en nuevos soles ampliando el diferencial de tasas en un contexto de presiones depreciatorias. Finalmente, se observa que el régimen asociado a las presiones apreciatorias presenta la mayor volatilidad respecto de los tres estados estudiados, triplicando a la observada durante el período de movimientos normales del tipo de cambio ($s_t = 2$).

La matriz de probabilidades de transición $\boldsymbol{P}$ resultante es la siguiente

$$\boldsymbol{P} = \begin{bmatrix} 0.753 & 0.206 & 0.041 \\ 0.039 & 0.909 & 0.053 \\ 0.111 & 0.036 & 0.853 \end{bmatrix}$$

e indica que no existen estados absorbentes, dado que las probabilidades son todas menores que uno. Asimismo, puede observarse que el régimen de movimientos normales del tipo de cambio resulta ser el más persistente; es decir, una vez en él, lo más probable es continuar en ese estado. El segundo estado con

CUADRO 2. *Resultados del modelo MSIAH(3)-ARX(2) de la ecuación (10) (enero 1996 a junio 2010)*

	$s_t = 1$ Apreciación		$s_t = 2$ Movimientos normales		$s_t = 3$ Depreciación	
$\nu(s_t)$	−1.055	(4.115)	0.029	(0.535)	1.560	(5.363)
$\alpha_1(s_t)$	0.127	(0.841)	0.199	(2.483)	−0.129	(0.914)
$\alpha_2(s_t)$	−0.547	(3.941)	0.054	(1.001)	−0.118	(0.820)
$\beta_1(s_t)$	0.524	(3.939)	0.136	(5.636)	0.054	(1.950)
$\beta_2(s_t)$	−0.106	(1.643)	−0.026	(1.652)	−0.102	(2.642)
$\sigma(s_t)$	1.132		0.387		0.830	
Número de observaciones	35		95		44	
Duración esperada (meses)	4.1		10.9		6.8	

NOTA: Coeficientes estimados, valor absoluto de los estadísticos *t* entre paréntesis.

mayor persistencia es el de depreciación; sin embargo, una vez en él, es más probable pasar a un estado de apreciación que a uno de movimientos normales. Esto también se puede derivar a través de las duraciones esperadas de los estados (iguales a $1/(1 - p_{ll})$) que se muestran en la parte inferior del Cuadro 2. Se observa que el período de movimientos normales tendría una duración esperada de 11 meses mientras que los períodos de depreciación y apreciación tendrían duraciones de 7 y 4 meses, respectivamente. Por ello, podemos afirmar que la economía peruana ha atravesado por períodos de presiones cambiarias relativamente cortos que no superan, en ningún caso, un año entero.

La evolución de las probabilidades suavizadas se muestran en la Figura 2, donde se aprecia que el modelo seleccionado recoge satisfactoriamente los hechos estilizados reseñados en la sección 1. Destaca el período de elevada depreciación producto de la crisis rusa y brasileña entre 1998 y 1999, y las presiones depreciatorias asociadas a la incertidumbre política entre finales del 2005 e inicios del 2006. Además, el modelo captura el régimen de apreciación marcado entre noviembre de 2006 y mediados de 2007, que puede ser asociado con la entrada de divisas debido a los continuos superávit comerciales registrados en ese período y acentuado por el *carry trade* a favor del nuevo sol. Además, se puede observar que el modelo identifica el período de mayo a junio de 2008 como un período depreciatorio, esto en línea con la decisión del BCRP de elevar el encaje marginal para las obligaciones en moneda nacional de las entidades financieras locales con no residentes.

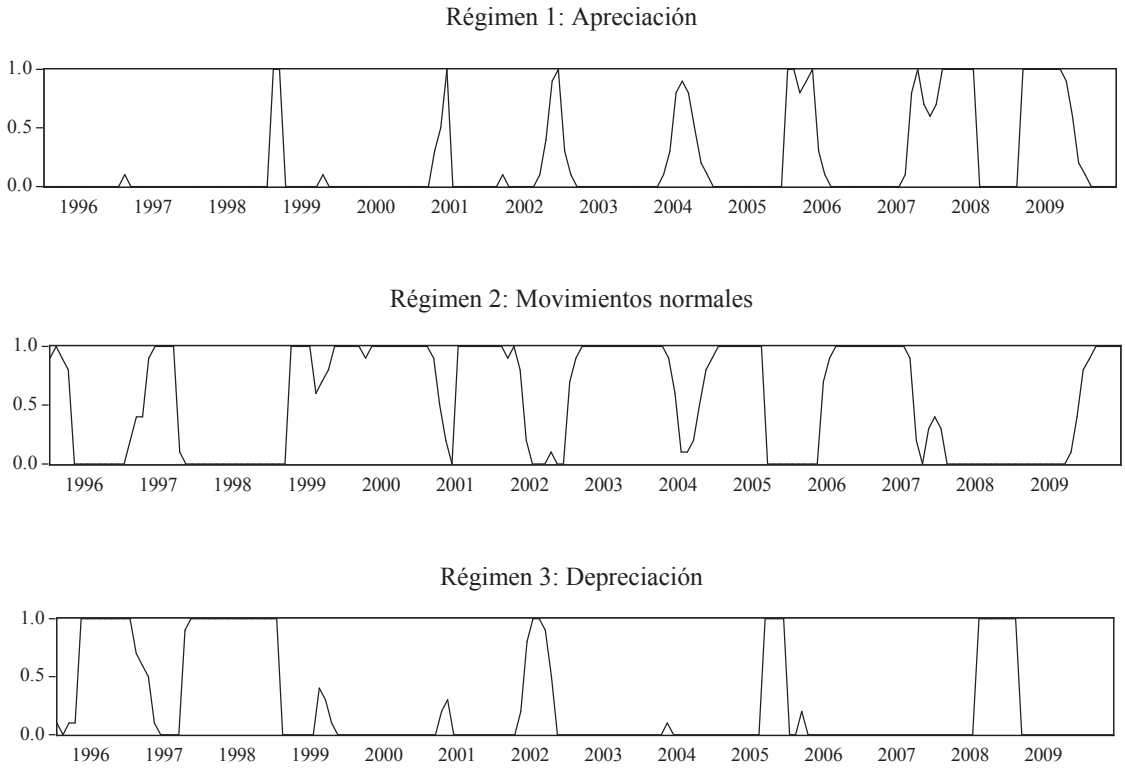
Asimismo, luego de un período de movimientos normales entre julio y agosto de 2008, el modelo MS-AR reconoce el período depreciatorio a partir de setiembre de 2008 como consecuencia del estallido de la crisis financiera global marcado por la quiebra del banco de inversión Lehman Brothers. Este período se mantuvo hasta febrero de 2009, lo que concuerda con la disminución en la percepción de riesgo internacional, que permitió la apreciación del tipo de cambio hasta finales de ese año. Desde entonces, se observa un período de movimientos normales hasta los últimos meses de la muestra.

4.2 MODELO LOGIT MULTINOMIAL

Se define una variable denominada *PMC* que representa los estados de presión cambiaria de la siguiente manera: Si la probabilidad suavizada obtenida del modelo MSIAH(3)-ARX(2) asociada a cada régimen supera el valor de 0,5, entonces la variable PMC tomará los valores 1, 2 y 3 para los regímenes de movimientos normales, de apreciación y de depreciación, respectivamente. Con ello, se obtiene una variable discreta con tres categorías para la estimación del modelo logit multinomial para el mismo

 © Marzo 2011 BCRP

GRÁFICO 2. *Probabilidades suavizadas del modelo MSIAH(3)-ARX(2)*



período de estudio del modelo autorregresivo de cambio de régimen.

Partiendo del modelo teórico presentado en la sección 2, la variable Δy_t se aproxima a través del crecimiento del PBI peruano. La variable Δi_t^* es aproximada a través de la variación en la tasa Libor en US$ a tres meses. La variable Δp_t^* se aproxima a través del crecimiento del los términos de intercambio. Se incorpora también el crecimiento del crédito interno neto al sector público, como aproximación a la variable Δd_t . Además, para aproximar la variable $\Delta \rho_t$ se utiliza el diferencial entre la tasa Libor y el rendimiento exigido al bono del Tesoro norteamericano a tres meses, conocido como TED *spread*. Este indicador refleja tensiones de liquidez en los mercados de dinero en dólares, lo que puede anticipar crisis financieras internacionales.

Más aún, se incluyeron algunas variables que no están presentes dentro del marco teórico descrito, pero que pueden tener potencialmente poder explicativo en las PMC peruano. En primer lugar, se incluye la balanza comercial con el fin de capturar el efecto del flujo neto de moneda extranjera por razones de comercio exterior.[2] En segundo lugar, se considera el resultado económico del gobierno central como porcentaje del PBI para capturar el efecto de las políticas públicas en el mercado cambiario, en línea con los modelos de primera generación de crisis especulativas. En tercer lugar, se considera la variación porcentual del tipo de cambio dólar-yen, puesto que la pérdida de valor de una "moneda dura" como el yen frente al dólar suele reflejar un aumento en la aversión al riesgo internacional. Finalmente, se incluye el crecimiento de la liquidez del sistema financiero en moneda nacional y en moneda extranjera para capturar la escasez relativa de soles y dólares.

Por brevedad, se discuten únicamente los resultados de la mejor especificación conseguida con las

[2] Se trata de la balanza comercial como porcentaje del PBI nominal. El PBI nominal mensual fue construido mensualizando el PBI nominal trimestral utilizando el método de suma cuadrática.

CUADRO 3. *Efectos marginales del modelo logit multinomial (enero 1996 a junio 2010)*

Variables	Efectos Marginales Apreciación		Depreciación		Prueba de verosmilitud ($\gamma_2 = \gamma_3$)	
PMC($t-1$)	0.424	(3.201)	0.376	(3.140)	78.620	[0.000]
Balanza comercial	0.065	(3.052)	0.003	(0.241)	11.958	[0.003]
Tasa libor a 3 meses	−0.112	(1.793)	−0.041	(1.134)	4.957	[0.084]
Tipo de cambio yen/dólar($t-1$)	0.001	(0.032)	0.112	(1.911)	4.672	[0.097]
Crédito interno neto	0.014	(2.012)	0.001	(2.234)	10.663	[0.005]
R^2 ajustado del McFadden	0.604		R^2 de Cragg Uhler		0.807	

NOTAS: Coeficientes estimados, valor abasoluto de los estadísticos *t* entre paréntesis. Las últimas dos columnas muestran los estadísticos χ^2 con 2 grados de libertad de la prueba de significancia de coeficientes en todos los regímenes y su valor *p* se muestra entre corchetes.

variables explicativas descritas líneas arriba. Estos resultados se muestran en el Cuadro 3. Dado que varias variables resultan significativas en un estado y no en el restante, el cuadro reporta los estadísticos de una prueba de ratio de verosimilitud para evaluar la significancia total de cada variable. Se observa que todas las variables incluidas son significativas para el modelo en su conjunto. Asimismo, esta especificación predice correctamente el 74% de los eventos de apreciación, el 94% de los eventos de movimientos normales del tipo de cambio y el 88% de los eventos de depreciación.

Se puede observar que el primer rezago de la variable PMC resulta significativa tantos en períodos de presión depreciatoria como de presión apreciatoria. Este hallazgo está en línea con la persistencia de estos estados observada en la matriz de probabilidades de transición del modelo MSIAH(3)-ARX(2). Además, un aumento de la tasa de interés extranjera disminuye las probabilidades de encontrarse en un período de apreciación, en línea con el modelo teórico planteado.

Contrariamente a lo propuesto por el modelo teórico de la sección 2, el crédito interno neto aumenta las probabilidades de estar en un estado apreciatorio y depreciatorio a la vez. Sin embargo, la magnitud del coeficiente asociado a esta variable para cada régimen es pequeña, lo que hace pensar que, en general, su impacto es reducido. Por su parte, se observa que un aumento de la balanza comercial aumenta las probabilidades de encontrarnos en un período apreciatorio. Además, la pérdida de valor de una moneda fuerte como el yen frente al dólar, interpretada como un incremento de la percepción de riesgo internacional, aumenta las probabilidades de encontrarse en un período de depreciación cambiaria. Cabe resaltar que la variable resultado económico es no significativa, lo que indica que la política fiscal no habría tenido efectos sobre la probabilidad de encontrarse en algún período de presiones cambiarias en el mercado peruano.

5 CONCLUSIONES

El presente trabajo estudia las presiones en el mercado cambiario del Perú en el período enero de 1996 a junio del 2010. El enfoque econométrico aborda el tema en dos etapas. En un primer lugar, se utiliza un modelo autoregresivo de cambios de régimen para detectar y caracterizar estas presiones, clasificándolas en tres estados: depreciación, apreciación y movimientos normales. En el segundo lugar, se emplea un modelo probabilístico multinomial con el objeto de determinar los factores que explican las presiones en el mercado cambiario peruano.

La evidencia del trabajo muestra que el modelo MS-AR planteado detecta satisfactoriamente las

 © Marzo 2011 BCRP

presiones en el mercado cambiario peruano, en línea con la revisión de hechos estilizados. Asimismo, a través de la estimación del modelo multinomial, se encuentra que aumentos de la tasa de interés extranjera disminuyen las probabilidades de encontrarse en un período de apreciación e incrementan las probabilidades de estar en un estado de presión depreciatoria, mientras que un aumento de los flujos de dólares a través de la balanza comercial aumenta las probabilidades de encontrarse en un período de presiones apreciatorias. Asimismo, la pérdida de valor de una moneda fuerte como el yen frente al dólar, que estaría asociada con un incremento de la percepción de riesgo internacional, aumenta la probabilidad de encontrarse en un período de depreciación. Finalmente, no se encuentra evidencia sobre el rol de la política fiscal en la generación de presiones cambiarias.

Anexo: Índice de presión en el mercado cambiario

Una manera de medir la PMC es, siguiendo a Eichengreen y otros (1995), a través del índice

$$IPMC_t = \Delta TC_t - \frac{s_{TC}^2}{s_{RIN}^2}\Delta RIN_t \,. \tag{11}$$

El IPMC es igual a un promedio ponderado de las variaciones en el tipo de cambio y en las RIN, donde s_{TC}^2 y s_{RIN}^2 corresponden a las varianzas muestrales de dichas variables.

Con el fin de identificar los distintos regímenes de presión en el mercado cambiario, se establece que nos encontramos en un período de apreciación cambiaria si ocurre simultáneamente que las variaciones del tipo de cambio son menores que su media muestral y que las variaciones de las RIN exceden su media muestral. Además, se establece que nos encontramos en un régimen de depreciación si ocurre simultáneamente que las variaciones del tipo de cambio superan su media muestral y que las variaciones de las RIN son menores a su media muestral. En otro caso, nos encontraremos en un período de movimientos normales del tipo de cambio.

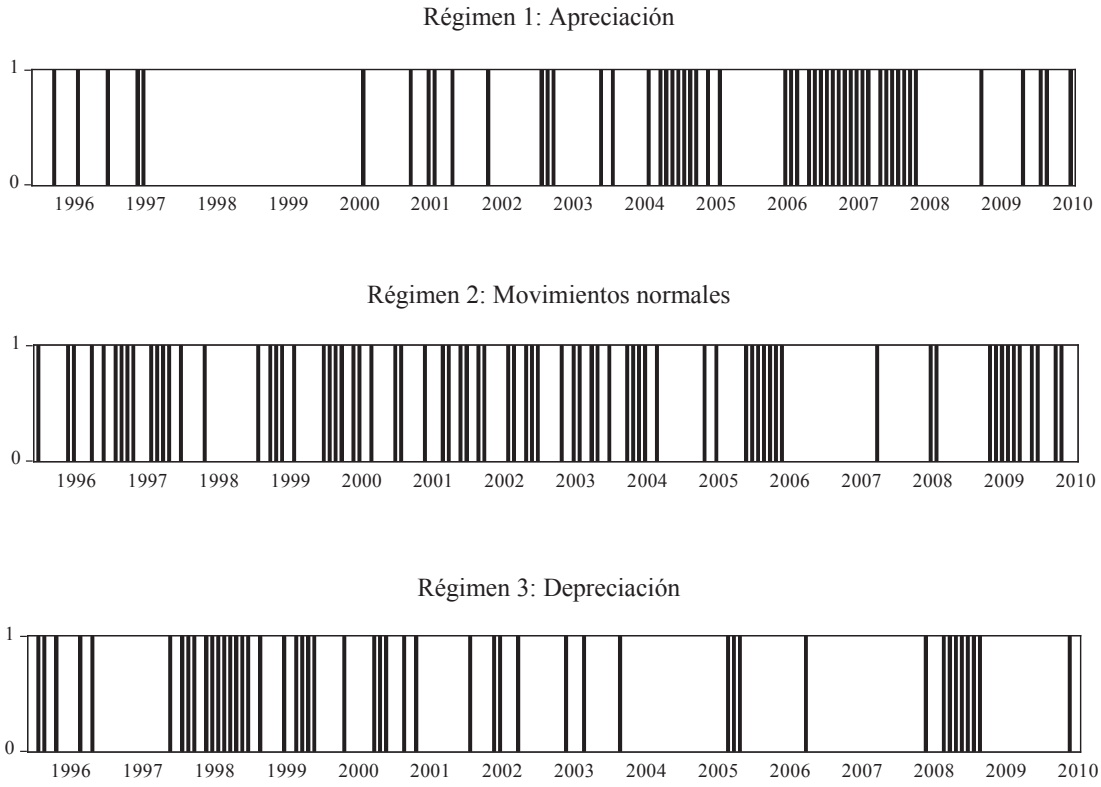
En el Gráfico 3 (p. 70), se observa que el IPMC logra capturar varios de los períodos tanto de depreciación y apreciación descritos en los hechos estilizados. Detecta el período de presiones depreciatorias producto de la crisis ruso-brasileña, y los períodos de presiones apreciatorias entre mediados de 2006 e inicios de 2008. Sin embargo, el IPMC no detecta el período de presiones depreciatorias producto de la incertidumbre política entre finales de 2005 e inicios de 2006. Además, el IPMC reconoce a partir de agosto de 2008 el inicio de un período depreciatorio prolongado, situación que no está en línea con el inicio de la crisis financiera global marcado por la declaración de quiebra del banco de inversión Lehman Brothers en setiembre de ese año. Finalmente, se observan varios episodios de depreciación durante los años 2000 y 2001, así como a mediados del 2010 detectados por el IPMC, pero que escapan al recuento de hechos estilizados reseñados en el presente documento. Por ello, concluimos que el IPMC no caracteriza adecuadamente los períodos de presiones cambiarias en el Perú.

Referencias

Abiad, A., Gultekin, B., Mariano, R. y Shabbir, T. (2002), "Markov chains in predictive models on currency crises, with application to Southeast Asia", Penn Institute for Economic Research, Working Paper 02-013.

Alvarado, C. y Copete, C. (2003), "La presión sobre el mercado cambiario en México: 1988-2000", *Aportes*, 8(24), 93-102.

GRÁFICO 3. *Clasificación de los regímenes del IPMC*



Álvarez-Plata, P. y Schrooteen, M. (2003), "The Argentinean currency crisis: A Markov-Switching model estimation", German Institute for Economic Research, Working Paper 348.

Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

BBVA (2007), "Carry trade: Ante un Déjà Vu?", Servicio de Estudios Económicos EconomicWatch, disponible en: http://serviciodeestudios.bbva.com/TLBB/fbin/GLOB_070313_economicwatch_32_tcm268-108816.pdf

Bertoli, S., Gallo, G. y G. Ricchiuti (2006), "Exchange market pressure: Some caveats in empirical applications", Universidad de Firenza, Documento de Trabajo 17.

Blanchard, O., Dell' Ariccia, G. y P. Mauro (2010), "Rethinking macroeconomic policy", IMF staff position note 10/03.

Blankson, F., Abradu-Otoo, P. y B. Amoah (2003), "A note on exchange market pressure index for Ghana", Banco Central de Ghana, Documento de Trabajo 2003-03.

Braga, J., Brites, L. y Mendonza, A. (2007), "Exchange market pressure in African Lusophone countries", FEUNL - Universidad Nova de Lisboa, Documento de Trabajo 527.

Campos, M. y Rodríguez, A. (2000), "Crises and credibility in a target zone: A logit from a Markov-Switching model", Asociación Española de Finanzas Internacionales, Documento de Trabajo 5.

Collins, S. (2003), "Probabilities, probits and the timing of currency crises", Georgetown University (mimeo).

Crédit Agricole (2007), "The Carry Trade: Principles, challenges and risks", *Eclairages*, 109, 6-7.

Edwards, S. (2002), "Does the current account matter?", NBER Working Paper 8275.

 © Marzo 2011 BCRP

Eichengreen, B., Rose, A. y C. Wyplosz(1995), "Exchange market Mayhem: The antecedents and aftermath of speculative attacks", *Economic Policy*, 10(21), 249-312.

Eichengreen, B., Rose, A. y C. Wyplosz (1996), "Speculative attacks on pegged exchange rates: An empirical eploration with special reference to the European Monetary System", NBER Working Paper 4898.

Engel, C. y C. Hakkio (1994), "The distribution of exchange rates in the EMS", NBER Working Paper 4834.

Girton, L. y D. Roper (1977), "A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience", *American Economic Review*, 67(4), 537-548.

Goldberg, L. (1990), "Predicting exchange rate crises: Mexico revisited", NBER Working Paper 3320.

Gómez-Puig, M. y J. Montalvo (1997), "A new indicator to assess the credibility of the EMS", *European Economic Review*, 41(8), 1511-1535.

Gunsel, N., Rjoub, H. y T. Tursoy (2010), "An empirical analysis of currency crises, fundamentals and speculative pressure", *African Journal of Business Management*, 4(6), 972-978.

Hamilton, J. (1989), "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", *Econometrica*, 57(22), 357-384.

Hamilton, J. (1990), "Analysis of time series subject to changes in regime", *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 39-70.

Hansen, B. (1992), "The likelihood ratio test under non-standard conditions: Testing the Markov Switching model of GNP", *Journal of Applied Econometrics*, 7(8), 61-82. 24

Humala, A. (2005), "Modelling interest rate pass-through with endogenous switching regimes in Argentina", Tesis doctoral, No publicado.

Humala, A. (2006), "Modelos Markov con probabilidades de Transición variantes: Una aplicación al análisis de crisis cambiarias", Banco Central de Reserva del Perú, XXIV Encuentro de Economistas (mimeo).

Kim, I. (1985), "Exchange market pressure in Korea: An application of the Girton-Ropel monetary model", *Journal of Money, Credit and Banking*, 7(2), 258-263.

Krolzig, H-M. (1997), *Markov-Switching Vector Autoregressions Modelling. Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems 454, Springer.

Krznar, I. (2004), "Currency crises: Theory and practice with application to Croatia", Banco Central de Croacia, Documento de Trabajo 12.

Kumah, F. (2007), "A Markov-Switching approach to measuring exchange market pressure", IMF Working Paper 242.

Long, J. S. (1997), Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables, Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences 7, SAGE Publications, Inc.

Martínez, M. S. (2002), "A regime-switching approach to the study of speculative attacks: A focus on EMS crises", World Bank Policy Research Working Paper 2132.

Pineda, J. (2003), "La presión cambiaria en Venezuela", *Monetaria*, 26(3), CEMLA.

Weymark, D. N. (1995), "Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada", *Journal of International Economics*, 39(3-4), 273-295.

Winkelried, D. (2003), "Interdependencia y contagio financiero en América Latina", *Monetaria*, 26(1), CEMLA.

Derechos Reservados © 2011 Banco Central de Reserva del Perú
Revista Estudios Económicos **20**, 73 - 86 (Marzo 2011)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/estudios-economicos-no-20.html

El tiempo es dinero: Cálculo del valor social del tiempo en Lima Metropolitana para usuarios de transporte urbano

DENISSE CALMET Y JUAN MIGUEL CAPURRO*

El objetivo de este trabajo es estimar el valor social del tiempo (VST) de los usuarios de transporte urbano en Lima Metropolitana. Con dicho fin, se presentan dos estimaciones del VST. En el primer caso, se utiliza información de la Encuesta Nacional de Hogares para aproximar el VST a partir del ingreso bruto mensual. En el segundo caso, utilizando información de encuestas llevadas a cabo para fines de este estudio, se realiza una estimación subjetiva del VST, extrayendo a través de preferencias declaradas el valor que las personas le asignan a su tiempo. Los resultados indican que, respecto a estimaciones previas, el VST ha crecido considerablemente en los últimos años. El uso de la metodología de preferencias declaradas es una herramienta útil para determinar el comportamiento de los individuos en situaciones hipotéticas, pudiendo utilizarse para calcular tarifas y tiempos de viaje para nuevos modos de transporte y así evaluar posibles alternativas de proyectos de transporte.

Palabras Clave : Evaluación de proyectos, transporte, preferencias declaradas.
Clasificación JEL : O18, O22.

El presente trabajo tiene como objetivo estimar el valor social del tiempo (VST) que los usuarios de transporte urbano en Lima Metropolitana dedican al uso de estos servicios, sea por motivos de trabajo - es decir, para viajar hacia el lugar de trabajo - o por motivos asociados a actividades no remuneradas. Se establece como hipótesis principal que el VST calculado en función al ingreso bruto subestima el monto que las personas están dispuestas a pagar por ahorrar tiempo. Asimismo, se plantean dos hipótesis secundarias. Primero, que el VST que utiliza el Ministerio de Economía y Finanzas para evaluar proyectos de transporte y telecomunicaciones está subestimado debido, entre otros factores, al crecimiento de la economía observado en los últimos años. Segundo, que el valor social del tiempo asociado a viajes de trabajo es mayor que el valor social del tiempo asociado a viajes de ocio.

Desde el 2005, el PBI del Perú ha venido creciendo a tasas anuales superiores al cinco por ciento. Incluso, en algunos trimestres, se ha crecido a tasas anuales superiores al diez por ciento. Esto ha

* Calmet: Universidad del Pacífico y Hochschild Mining (e-mail: denisse_calmet@hotmail.com). Capurro: Universidad del Pacífico y Compass Group SAFI, Amador Merino Reyna 267, Piso 11, Lima 27 (e-mail: juanmiguelcapurro@hotmail.com).
Este documento es una versión resumida del trabajo que fue acreedor del segundo lugar en el Concurso de Jóvenes Economistas del BCRP *Luis Felipe de las Casas Grieve* 2009 - 2010.
Agradecemos a José Luis Bonifaz Fernández por sus valiosos comentarios y sugerencias en la realización de este documento, y a los editores anónimos de esta revista.

Este documento no representa necesariamente las opiniones del Banco Central de Reserva del Perú

generado una expansión del crédito y un aumento en la capacidad adquisitiva de las personas. Por ello, en los últimos cuatro años alrededor de 107 mil vehículos se han sumado al parque automotor de Lima Metropolitana, generando un aumento en la congestión vehicular y, por tanto, en el tiempo promedio de viaje (Webb y Fernández Baca, 2008). Con el objetivo de solucionar este tipo de problemas existen en cartera proyectos de inversión destinados al sector transporte valorizados en alrededor de 614 millones de dólares (SIAF/MEF, 2009).

De acuerdo con Thomson y Bull (2000, p. 117), la operación de vehículos que circulan en las vías de ciudades de más de cien mil habitantes consume alrededor del 3.5 por ciento del PBI de América Latina y el Caribe, cifra que demuestra la relevancia del tema en estudio. A nivel mundial, el valor agregado del transporte está estimado entre el 3 y 5 por ciento del PBI y la inversión en transporte representa alrededor de 2 por ciento del PBI (WorldBank, 1996). Asimismo, el sector transporte paga al 7 por ciento de la población empleada y la demanda por transporte aumenta 2 veces más rápido que el PBI. Por su parte, según Gwilliam (1997) en países como Reino Unido, Holanda o Finlandia, el 80 por ciento de los beneficios directos de proyectos de transporte son generados por el ahorro en tiempos de viaje. Por lo tanto, resulta indispensable contar con las herramientas para cuantificar dichos beneficios.

Estudios realizados para Perú relacionados a la evaluación de proyectos de transporte utilizan una estimación del VST potencialmente desactualizada, lo que podría llevar a imprecisiones en el resultado de las evaluaciones y podría afectar las decisiones de inversión tomadas a partir de estos resultados. Al obtener nuevas estimaciones del VST para usuarios de transporte urbano, este trabajo busca proveer a los evaluadores y al gobierno de un insumo esencial tanto para estimar la rentabilidad generada por los proyectos de transporte como para diseñar políticas acordes con las necesidades de la sociedad. Como señala Ruta (2002, p. 2), la inversión en transporte aumenta los retornos de la inversión privada, la tasa de retorno estimada de los proyectos del sector transporte es de 22% y por lo tanto, otro beneficiario sería la sociedad en su conjunto dado que esta investigación permitiría que el Estado asigne sus recursos de una manera más eficiente.

Para llevar a cabo el análisis, se aplican dos metodologías. Primero, se utiliza información de la Encuesta Nacional de Hogares de 2007 para aproximar el VST a partir del ingreso bruto de los individuos, una metodología es comparable con Bonifaz (2000). La segunda metodología consiste en una estimación subjetiva del VST a partir de preferencias declaradas. En este caso, el análisis utiliza como insumo los resultados de una encuesta a una muestra de individuos en Lima Metropolitana realizada para fines específicos de este estudio. A través del planteamiento de escenarios hipotéticos, se registra cómo la elección del medio de transporte urbano varía en función a cambios en la tarifa y tiempo de viaje asociado con cada medio de transporte. Aplicando ambas metodologías, se obtienen estimaciones del VST a nivel agregado y según estrato socioeconómico.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. La sección 1 propone una definición del VST y describe la literatura relevante. La sección 2 explica las dos metodologías que se utilizan para estimar el VST. La sección 3 describe el trabajo de campo llevado a cabo para esta investigación, y reporta estadísticas descriptivas relacionadas con el uso de medios de transporte y con el gasto en transporte por nivel socioeconómico. La sección 4 reporta los resultados obtenidos a través de las dos metodologías previamente definidas. La sección 5 presenta las conclusiones y recomendaciones del estudio.

1 EL VALOR SOCIAL DEL TIEMPO

Según Wardman (1998, p. 310), el valor del tiempo es el costo de oportunidad del tiempo que cada persona utiliza a lo largo de su vida; en el caso particular del tiempo destinado a transportarse, es la disposición

 © Marzo 2011 BCRP

que cada persona tiene a pagar por reducir sus tiempos de viaje o la compensación que está dispuesta a recibir por perder tiempo. Un precio social, según Beltrán (1998), es la valorización social de los bienes o servicios que se deducen a partir de sus usos alternativos o escasez relativa. Así, el valor social del tiempo es el costo o beneficio para la sociedad de tener tiempo disponible para realizar alguna actividad distinta a viajar.

La distinción entre el valor privado del tiempo y el valor social surge por la existencia de "pérdidas" directas e indirectas que se generan por los principales problemas del transporte en una ciudad, tales como el impacto ambiental y los accidentes de tránsito (Belli y otros, 2001, p. 122). Estos factores deben de tomarse en cuenta al momento de analizar proyectos de transporte pero no serán motivos de esta investigación. Asimismo, los proyectos de transporte también tienen importantes beneficios, los cuales pueden ser divididos en directos e indirectos. Entre los primeros se encuentran el ahorro de tiempo, la reducción de los costos operativos, la reducción en el número y severidad de los accidentes de tránsito y el aumento en el *comfort* y la conveniencia del uso de los medios de transporte. Los beneficios indirectos son principalmente el desarrollo económico y el mejoramiento de la situación ambiental. Este trabajo buscará brindar una herramienta para medir el ahorro del tiempo que pueden generar estos proyectos.

Para medir el valor o costo de oportunidad del tiempo se requiere determinar o cuantificar las preferencias de los individuos. Gwilliam (1997) sintetiza las formas de cuantificar preferencias cuando éstas son reveladas o declaradas (ver también Hensher, 2001). En el primer caso, las preferencias se infieren en función a las decisiones tomadas por los agentes. Esto, sin embargo, es difícil de llevar a la práctica, pues por lo general no existe información sobre las opciones que los individuos tienen en primer lugar. En el segundo caso, a través de encuestas se plantean escenarios hipotéticos a los usuarios de medios de transporte, lo que permite a los entrevistados revelar más directamente sus preferencias.[1]

Belli y otros (2001, p. 121) resaltan que el tiempo es valioso y que cualquier proyecto de transporte que ahorre tiempo produce beneficios importantes y medibles. Para realizar este análisis se tiene que diferenciar entre viajes de trabajo (ir y regresar del trabajo), viajes de ocio, viajes de transporte de mercaderías, entre otros. Por motivos de recursos y disponibilidad de información, este estudio solo se centra en el transporte urbano, distinguiendo entre viajes de trabajo y ocio. Por su parte, Cherlow (1981, p. 365) muestra evidencia empírica que sustenta el hecho que no hay un solo valor del tiempo aplicable a todas las personas en todas las circunstancias. De esto se deriva que, para realizar este tipo de cálculo, es adecuado agrupar a los individuos en categorías (por ejemplo, por estrato socioeconómico).

Todos estos estudios dan una idea del desarrollo en la formas de calcular el valor del tiempo. La teoría analizada menciona que el cálculo de valor social del tiempo difiere a través del tiempo, de los países y que un modelo de preferencias declaradas sería beneficioso para calcular dicho valor (véase Wardman, 1998, p. 313); por lo tanto, un estudio como el propuesto ayudaría al desarrollo de este campo en el Perú.

2 METODOLOGÍA

Se plantean dos métodos de estimación del VST. El primero, basado en un cálculo objetivo a partir del ingreso monetario de los usuarios de transporte urbano, busca seguir la línea de trabajos de investigación realizados en Perú y en la mayoría de países. El segundo método busca extraer el valor del tiempo de los individuos a partir de su elección entre distintos medios de transporte en función a distintos escenarios

[1] Bonifaz (2000) hace hincapié en que los precios de mercado no reflejan necesariamente el verdadero costo social de los bienes y servicios cuando existen distorsiones en los mercados, tales como impuestos, subsidios, externalidades, entre otros. Este autor señala un tercer método de valoración llamado costo de oportunidad relativo, el cual implica preguntarse cuál es el gasto que debería de realizar para compensarlo.

de tarifas y tiempos de viaje. A diferencia de la primera metodología, no se busca agrupar a las personas y asignarles un valor del tiempo que se base en sus condiciones socioeconómicas predeterminadas, sino encontrar y extraer cuánto vale efectivamente el tiempo para ellos y en consecuencia, para la sociedad.

2.1 Estimación del VST a partir del ingreso

Existen dos motivos centrales para realizar un viaje. El primero es el viaje que se realiza cuando se va hacia el lugar de trabajo. El segundo es el viaje por motivos de ocio. Si bien este último no tiene un precio definido, su valor puede ser estimado indirectamente a través del salario. Como ocio se considera todas aquellas actividades que no reciben un beneficio económico directo por ser realizadas. Claramente, existen actividades que son necesarias y provechosas para las personas y que, bajo la definición planteada, serían clasificadas como ocio. Sin embargo, diferencias detalladas en el uso del tiempo de los individuos son difíciles de medir en la práctica.[2]

Para calcular el VST, Bonifaz (2000, p. 3) propone ponderar el valor del tiempo destinado a viajes de trabajo y de ocio (por hora) por la proporción de viajes que se realiza para cada una de estas actividades, respectivamente. Así, se tiene que,

$$\text{VST} = \alpha \cdot \text{VTT} + (1 - \alpha) \cdot \text{VTO}\,, \tag{1}$$

donde α representa el porcentaje de viajes de trabajo, VTT corresponde al valor del tiempo de trabajo y VTO es el valor del tiempo de ocio del usuario.

Siguiendo la metodología presentada por Bonifaz (2000), el valor del tiempo de trabajo VTT se define como el salario bruto por hora (o el ingreso bruto por hora, si se desea tener en cuenta a trabajadores independientes). Ello se sustenta en Belli y otros (2001), quienes consideran que el valor del tiempo de trabajo es igual al costo del empleador, es decir, al salario bruto. Si una persona realiza un viaje en horas de trabajo, el tiempo que dura el viaje es tiempo que no está trabajando; por lo tanto, los ahorros en tiempo son utilizados para producir bienes y servicios y en consecuencia el valor de su trabajo es el salario más todos los costos asociados al empleo, como los seguros sociales y los impuestos.

Por otro lado, para hallar el valor del tiempo dedicado a viajes de ocio VTO, diversos autores (por ejemplo Willis y Garrod, 1999; Bonifaz, 2000; Belli y otros, 2001) siguen la sugerencia de Gwilliam (1997) de calcular el VTO como el 30 por ciento del salario bruto por hora - es decir, como el 30 por ciento del VTT. Gwilliam justifica esta elección de la siguiente manera:

> *Si el salario recompensa a las personas por el ocio que dejan, por el esfuerzo de la tarea que tienen que realizar y por las habilidades especiales que aportan al trabajo, entonces el valor del ocio difiere del salario por la suma de estos dos últimos elementos (y usualmente será menor que el salario)* (traducción propia de Gwilliam, 1997, p. 4)

Sin embargo, no hay indicios que sustenten que el valor definido por Gwilliam (1997) sea un valor adecuado en general, ni para países en desarrollo en particular. Tampoco es claro que el VTO sea fijo, ya que, a medida que el tiempo de ocio se hace escaso, su valor podría incluso superar al salario en lugar de ser una fracción de este. Por lo tanto, se propone realizar un análisis de sensibilidad para determinar los rangos de variabilidad del VTO. Luego, se puede comparar estos rangos con el VTO específico calculado a través del método de preferencias declaradas.

[2] Es importante mencionar que lo que se busca es hallar el valor del tiempo de las *personas*, y no de las empresas. Lo segundo implicaría medir los costos de transporte en el que incurren las firmas (por ejemplo, transporte de carga).

 © Marzo 2011 BCRP

2.2 Estimación del VST a partir de preferencias declaradas

Como señala Azqueta (1994), la metodología de valorización contingente fue creada para poder evaluar bienes que no tienen un mercado predeterminado, específicamente para medir el valor de bienes medio-ambientales. Por eso se considera adecuado evaluar el valor social del tiempo con esta metodología.

Antes de explicar la manera en que se realizó el análisis, se considera conveniente explicar cuáles son las variantes de esta metodología. Una distinción importante es la diferencia existente entre métodos directos y métodos indirectos. Los últimos buscan hallar la disposición a pagar o aceptar a partir de las decisiones ya tomadas por los agentes. Por otro lado, los métodos directos buscan extraer la disposición a pagar de los agentes a través de encuestas.

Para el caso específico de esta investigación los métodos indirectos no permitirían obtener una buena estimación, debido a dos razones. Primero, debido a la existencia de fallas de mercado, tales como externalidades. Segundo, porque las personas basan sus decisiones de transporte en factores que van más allá de las tarifas, tales como seguridad o comodidad. Sin embargo, se utilizará las preferencias reveladas como una herramienta para cruzar información y validar las respuestas de las personas.

Por otro lado, se tiene el método de preferencias declaradas, donde se pregunta directamente al entrevistado cuál es su disposición a pagar. Esto a partir de proponerle al individuo escenarios hipotéticos de viaje en distintas modalidades de transporte urbano, variando la tarifa y la duración del viaje según modalidad. De esta manera, se pone al entrevistado en una situación similar a la que se enfrenta diariamente: tomar un medio de transporte u otro. La diferencia con el método directo es que la situación es hipotética y, por lo tanto, genera un sesgo en la respuesta. Para minimizar este sesgo, se puede cruzar las respuestas con datos reales de los entrevistados.

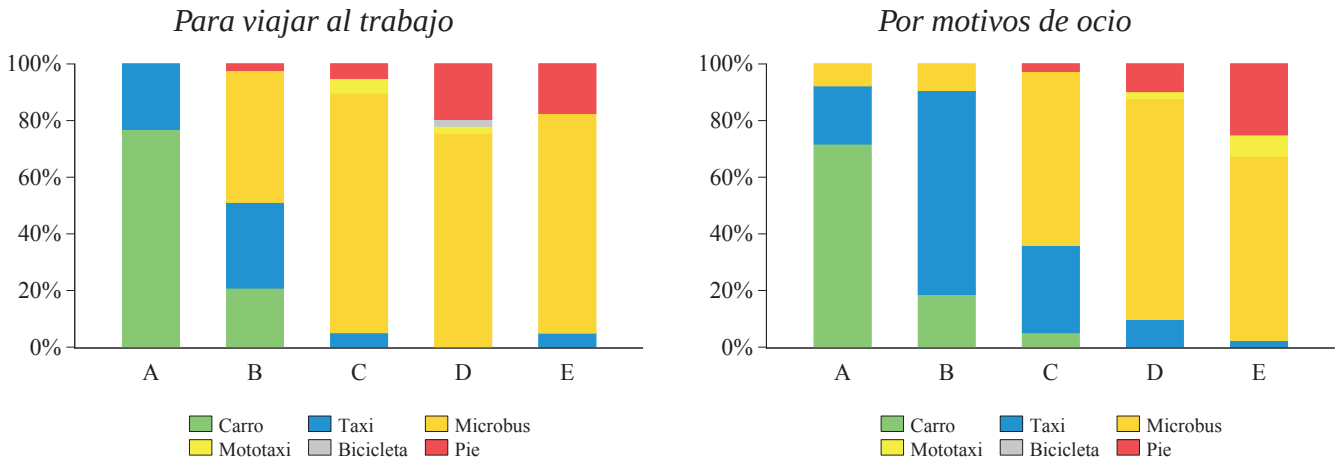
Según Sartori (2006, p. 22) es correcto optar por un experimento de elección ya que son los usuarios los que terminan decidiendo si eligen consumir un determinado bien o servicio. Sobre la base de los resultados obtenidos de este tipo de encuestas, los parámetros de interés se obtienen a partir de estimaciones econométricas, modelando la probabilidad de elegir un medio de transporte u otro como una función de la tarifa y el tiempo de viaje asociado a cada uno de estos medios. Debido a que en este tipo de estimación la variable dependiente está restringida a tomar valores entre cero y uno, se utiliza un modelo logístico para variable dependiente binaria.

3 Encuesta en Lima Metropolitana: Recolección de datos y estadísticas descriptivas

Para fines de este trabajo se realizaron encuestas en Lima Metropolitana durante tres semanas en agosto de 2009. El objetivo fue que el resultado de las encuestas sea informativo acerca de la población en análisis y que los resultados puedan ser desagregados por nivel socioeconómico (NSE). Se escogió un tamaño de muestra de 384 observaciones por NSE, utilizando la fórmula para una población infinita de Cochran y Cox (1974) con un nivel de confianza del 95 por ciento. Dado que a cada individuo se le presentarían nueve situaciones hipotéticas y cada una de estas es considerada como una observación, el número de encuestas escogido fue de 40 por NSE. Este tamaño de muestra está respaldado por diversos autores, entre ellos Ortúzar y Willumsen (1994).

El primer paso para realizar el trabajo de campo fue la elaboración de la encuesta. Para esto, se realizó un trabajo previo de grupos focales y encuestas pilotos. La realización de grupos focales permitió conocer con mayor detalle la naturaleza del proceso de decisión de los individuos al momento de elegir entre diversos medios de transporte. Asimismo, durante esta etapa se obtuvo una idea aproximada de los gastos

GRÁFICO 1. *Medio de transporte utilizado según NSE*



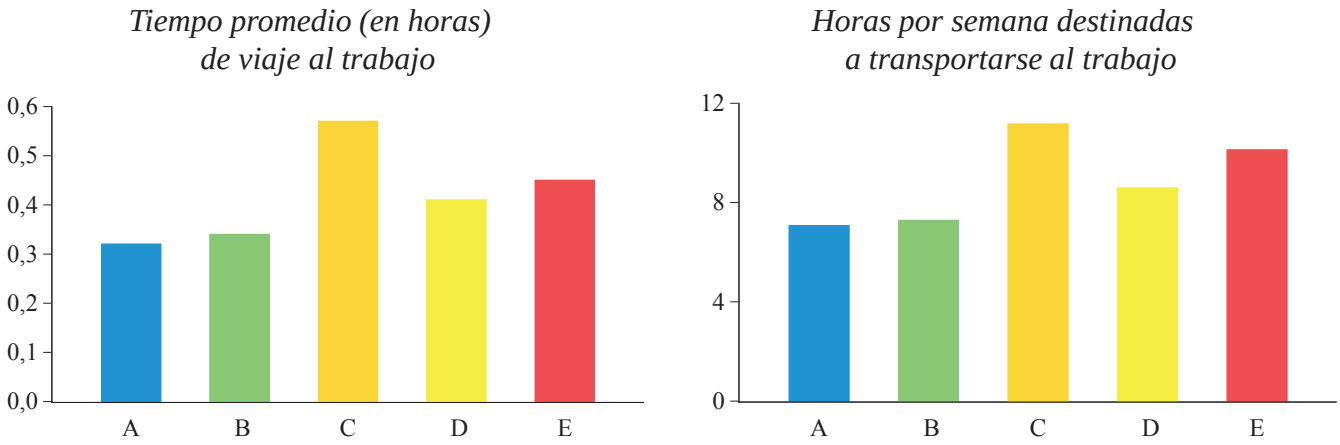
que las personas realizan para transportarse, lo cual resultó útil al momento de definir (graduar) las tarifas a utilizar en las situaciones hipotéticas planteadas a los encuestados. La encuesta finalmente planteada contó con tres secciones: Condiciones de transporte de las personas, características socioeconómicas y situaciones hipotéticas. El cuestionario de la encuesta se presenta en el Anexo.

Seguidamente, se realizó el muestreo de las personas que serían entrevistadas. Dado que se realizaron distintas encuestas para cada NSE, principalmente porque presentan distintos patrones de gasto al momento de transportarse, se buscó la significación para cada grupo. Luego de haber terminado el diseño de la encuesta y definido el tipo de muestra, se capacitó a los encuestadores para que conocieran el propósito de la encuesta (tanto para entendimiento propio como para que pudieran transmitirlo a los encuestados) y se les explicó la forma como debían realizar las preguntas sobre las situaciones hipotéticas y el uso de las cartas de apoyo. Las primeras encuestas fueron supervisadas para confirmar su correcta administración. Para evitar sesgos de selección, se entrevistó a hombres y mujeres en la misma proporción y se buscó entrevistar a personas de todas las edades. Adicionalmente, las encuestas fueron realizadas en la vía pública por 4 personas distintas en momentos distintos del día, en distintos días de la semana y en diferentes distritos de la capital.

Los resultados más saltantes obtenidos de la encuesta se presentan a continuación, distinguiendo a los encuestados según su NSE.[3] El Gráfico 1 muestra los medios de transporte utilizados distinguiendo entre las siguientes posibilidades: automóvil, taxi, bus (incluye autobús, microbús y combi), mototaxi, bicicleta y viajes a pie. Se observa que los individuos pertenecientes a estratos más altos tienden a utilizar automóviles y taxis, mientras que aquellos pertenecientes a estratos más bajos utilizan buses en mayor proporción. Cuando se trata de viajes de ocio, los NSE más bajos tienden a hacer un mayor uso del taxi como medio de transporte, probablemente porque estos viajes son mas esporádicos y generalmente se realizan en familias o en grupos. Por el contrario, dado que los viajes de trabajo son normalmente individuales y más rutinarios se tiende a buscar medios de transporte más económicos.

[3] Para determinar el NSE de cada individuo, se utilizó el ingreso promedio presentado por Apoyo Opinión y Mercado S.A. Luego para obtener los umbrales, se calculó el promedio entre los NSE cercanos para determinar el ingreso límite entre un NSE y el siguiente. Sin embargo, el ingreso no es la única variable que determina el NSE de una persona. Por este motivo, se cruzaron los NSE obtenidos a partir del ingreso con información sobre el nivel educativo del individuo, sus niveles de gastos en distintos rubros (alimentos y bebidas, vivienda, alquiler y letras, servicios públicos, transporte, vestido y calzado, salud y medicinas, esparcimiento y cultura, educación y otros), el tipo de vivienda, la posición ocupacional y la tenencia de ciertos activos (teléfono fijo, refrigeradora, cocina, lavadora y servicio doméstico).

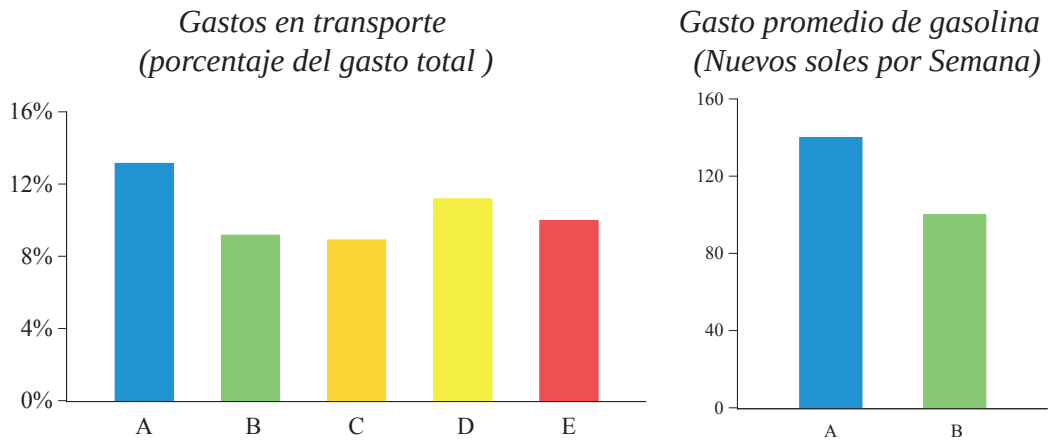
GRÁFICO 2. *Viaje al trabajo según NSE*



Asimismo, como se observa en el Gráfico 2 las personas utilizan alrededor de un día de trabajo transportándose en una semana. Se observa además que, en promedio, las personas dedican 42 minutos para transportarse al trabajo. Estos viajes se realizan entre 2 y 4 veces al día y ocupan gran parte del tiempo de las personas. Se aprecia además que las personas utilizan alrededor de 9 horas a la semana para transportarse al centro laboral. Asimismo, se observa que las personas de estratos más bajos se demoran más en llegar al trabajo que las de estratos más altos. Esto es consistente con el medio de transporte elegido en cada estrato, pues se esperaría que el tiempo de viaje sea mayor cuando los individuos se transladan en bus en comparación a cuando se transladan en automóvil o taxi.

Con respecto al gasto en transporte observado en la muestra, alrededor del 10 por ciento del gasto de las personas se destina a este rubro. Si bien los NSE altos tienen mayores ingresos, también utilizan medios de transporte más caros; incluso, destinan una mayor parte de su ingreso al transporte en comparación a otros niveles socioeconómicos, como se observa en el Gráfico 3. Una explicación para esto puede ser que las personas con mayores ingresos gastan relativamente más en comodidad, seguridad, lujo y estatus. Como se puede ver en el segundo panel del Gráfico 3, en los estratos A y B se destina alrededor de 120 soles semanales al consumo de gasolina.

GRÁFICO 3. *Gastos en transporte según NSE*



4 ESTIMACIÓN DEL VALOR SOCIAL DEL TIEMPO

4.1 VST ESTIMADO A PARTIR DEL INGRESO

Se presenta un cálculo del VST derivado a partir del ingreso por hora de las personas. Para este cálculo, se utilizaron datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) 2007. Dado que el interés está en calcular el VST de los usuarios de transporte urbano de Lima Metropolitana, a falta de mejor información se asume que los residentes de dicha área geográfica hacen uso de dicho servicio. A fin de obtener una estimación del ingreso promedio por hora para cada NSE, se calcula el ingreso bruto mensual de las personas que trabajan, y se divide este resultado por el número de horas mensuales destinadas a trabajar.[4]

Con estos resultados se obtiene el valor social del tiempo de trabajo, VTT medido como el ingreso por hora trabajada. A su vez, siguiendo a Gwilliam (1997), el valor social del tiempo de ocio VTO se define como el 30 por ciento del VTT. Para determinar cómo los individuos distribuyen su tiempo entre viajes por trabajo y viajes relacionados a actividades de ocio, se toma como referencia los resultados obtenidos en nuestras encuestas. En la encuesta se hizo preguntas referidas a la duración de los viajes de trabajo y de ocio, y al número de viajes a la semana. Esto permitió la estimación de las proporciones de viajes de trabajo y ocio. Luego, se multiplican las proporciones por propósito de viaje por los ingresos por hora y se obtuvo un VST por estrato. Este valor se pondera por el porcentaje de la población correspondiente a cada NSE en Lima Metropolitana, obteniéndose un VST promedio de 8.8 nuevos soles de 2007. El detalle de este resultado se encuentra en el Cuadro 1.

4.2 VST ESTIMADO A PARTIR DE PREFERENCIAS DECLARADAS

Para obtener estimaciones del VST a partir de la metodología de preferencias declaradas se requiere la estimación de dos modelos: uno, para estimar la probabilidad de utilizar una determinada modalidad de transporte urbano para dirigirse hacia el lugar de trabajo; otro, equivalente, asociado a la probabilidad de escoger una u otra modalidad de transporte urbano para viajar por motivos de ocio. El primer modelo permite obtener estimaciones del VTT; el segundo, del VTO.

En ambos casos, la estimación se hace con un modelo *logit* para variable dependiente binaria. Se consideraron dos medios de transporte urbano: taxis y buses. Así, la variable dependiente y toma el valor de $y = 1$ cuando la persona elige viajar en taxi y $y = 0$ cuando la persona escoge viajar en bus. En ambos modelos, las variables independientes son la diferencia en tarifas (DIFTA) y en tiempo (DIFTI) de viaje

CUADRO 1. *Valor social del tiempo obtenido a partir del ingreso (nuevos soles de 2007)*

NSE	Ingreso (S/.)	Horas trabajadas	α (%)	$1-\alpha$ (%)	VTT (S/.)	VTO (S/.)	VST (S/.)	Frecuencia (%)
A	16,600	214	78	22	77.75	23.32	65.54	5.3
B	3,239	214	80	20	15.13	4.54	13.04	18.0
C	1,371	214	85	15	6.41	1.92	5.75	33.6
D	778	226	77	23	3.44	1.03	2.89	27.6
E	334	183	84	16	1.82	0.55	1.62	15.5
Total			**84**	**16**	**10.23**	**3.07**	**8.80**	**100.0**

[4] Los ingresos y horas trabajadas, son las reportadas tanto en el trabajo principal y como el trabajo secundario, y tanto para trabajadores dependientes como independientes.

 © Marzo 2011 BCRP

CUADRO 2. *Estimaciones de modelos logit de uso de taxi versus buses según NSE*

NSE	Parámetros	Viajes de trabajo	Viajes de ocio	Observaciones
A	β_1	0.29 (4.98)	0.27 (5.00)	330
	β_2	0.24 (3.54)	0.29 (4.29)	
B	β_1	0.40 (4.32)	0.64 (5.10)	362
	β_2	0.13 (4.32)	0.14 (3.41)	
C	β_1	0.98 (3.35)	0.79 (2.94)	329
	β_2	0.12 (2.50)	0.11 (2.51)	
D	β_1	1.50 (5.93)	1.81 (6.87)	346
	β_2	0.06 (3.38)	0.95 (4.80)	
E	β_1	1.32 (5.30)	1.55 (6.56)	337
	β_2	0.05 (2.52)	0.86 (4.61)	

NOTA: El valor absoluto del ratio *t* (coeficiente estimado entre su desviación estándar estimada) se muestra entre paréntesis.

entre buses y taxis: $\Pr(y = 1) = F(\beta_1 \text{ DIFTA} + \beta_2 \text{ DIFTI})$, donde $F(.)$ denota la función logística.

Los resultados completos de las estimaciones se reportan en el Cuadro 2. Las variables independientes son estadísticamente significativas al 95 y, en algunos casos, al 99 por ciento. Para hallar el valor del tiempo de cada modelo (VTT y VTO), se divide el coeficiente relacionado a la diferencia en tiempo con el coeficiente relacionado a la diferencia en tarifas. Esto es así por que si se aumenta la diferencia en tiempo de viaje en un minuto (bus se vuelve más lento) entonces existe un determinado encarecimiento de la tarifa de taxis que hace que la probabilidad de tomar un taxi se mantenga inalterada o dicho de otra forma, que elimine completamente el beneficio de ahorro de tiempo de tomar un taxi para el usuario promedio. Por construcción, este valor está expresado en soles por minuto. Luego, este resultado se multiplica por 60 para obtener el valor por hora, $V = 60 \times (\beta_2/\beta_1)$. Por ejemplo, para estimar el VTT para el NSE A, se obtienen estimados de 0.29 y 0.24 para β_1 y β_2, respectivamente. Al dividir ambos coeficientes se obtiene un VTT de 1.19 soles por minuto que resulta en 71.57 soles por hora. Un procedimiento análogo se sigue para calcular el VTO del NSE A, obteniéndose un valor de 57.13 soles por hora ya que en este caso, los estimados de los coeficientes relevantes son 0.27 y 0.28. Luego, siguiendo con la metodología utilizada en el cálculo anterior, estos valores se multiplicaron por las proporciones de viaje de trabajo y de ocio, obteniéndose un VST para el NSE A de 68.33 soles por minuto. Este proceso se repite para los cinco estratos socioeconómicos. Finalmente, estos valores se agregan ponderando por el porcentaje que representa cada NSE en la población, obteniéndose un VST promedio de 10.53 nuevos soles de 2007. Los resultados detallados pueden verse en el Cuadro 3.

CUADRO 3. *Valor social del tiempo obtenido a partir de preferencias declaradas (nuevos soles de 2007)*

NSE	α (%)	$1-\alpha$ (%)	VTT (S/.)	VTO (S/.)	VST (S/.)	Frecuencia (%)
A	78	22	71.57	57.13	68.33	5.3
B	80	20	19.30	13.14	18.08	18.0
C	85	15	7.44	8.60	7.61	33.6
D	77	23	2.54	3.13	2.68	27.6
E	84	16	2.13	3.31	2.32	15.5
Total	**84**	**16**	**10.80**	**9.66**	**10.53**	**100.0**

4.3 Análisis de resultados

A partir de los resultados obtenidos se corrobora la primera hipótesis secundaria de esta investigación. Este trabajo plantea que el valor social del tiempo utilizado por el Ministerio de Economía y Finanzas (como se menciona en el Anexo SNIP - 09, "Parámetros de Evaluación", Dirección General de Programación Multianual del Sector Público) está subestimado, ya que factores tales como como la inflación y el crecimiento económico habrían incrementado el valor monetario del tiempo que perciben los habitantes de Lima Metropolitana. Utilizando las dos metodologías propuestas puede sustentarse que este valor habría crecido considerablemente en los últimos años. Bonifaz (2000) encontró un VST de 1.33 soles para los usuarios de transporte urbano en Lima Metropolitana y para este trabajo de investigación este valor es de 8.80 y 10.53 soles para la metodología de estimación objetiva y subjetiva, respectivamente.

Respecto a la estimación objetiva, dado que este cálculo se basa en el ingreso bruto mensual promedio por NSE, se analiza si el crecimiento del VST observado es consistente con la evolución de la economía peruana y la inflación. El Cuadro 4 muestra que el crecimiento acumulado entre el sueldo promedio mensual calculado por Bonifaz en el 2000 y el sueldo promedio mensual calculado para el 2007 es de alrededor de 37 por ciento. Este crecimiento en el sueldo medio va de la mano con la evolución de las principales variables macroeconómicas. Por ejemplo, el PBI acumuló un crecimiento de 44 por ciento en términos reales para el mismo periodo, el PBI per cápita 32 por ciento en términos reales y la inflación un 19 por ciento acumulado para el mismo periodo. Puede verse entonces que el crecimiento del VST se debe en buena medida al crecimiento económico observado. Cuando se analizan los cambios en el VST por NSE, se observa que el mayor incremento se da en los estratos A y B (70 y 46 por ciento de crecimiento acumulado, respectivamente); le siguen los estratos B y C (con alrededor de 32 por ciento de crecimiento) y, por último, el D (20 por ciento de crecimiento).

La segunda hipótesis planteada en este trabajo es que el VTT es mayor que el VTO. Esta hipótesis es verificable en este caso debido a que, en las encuestas aplicadas, a los entrevistados se les planteó los escenarios hipotéticos tanto en una situación en la que se están dirigiendo al trabajo como en otra en la que se están dirigiendo a realizar una actividad de entretenimiento. Se encuentra que los resultados varían de acuerdo al NSE que se analiza. Para los estratos A y B, se obtuvo un VTO inferior al VTT. En particular, el VTO en dichos estratos representa el 70 y 80 por ciento del VTT. Por otro lado, en el caso de los segmentos C, D y E, el VTO es superior al VTT en 16, 23 y 55 por ciento, respectivamente. Es decir, si bien en los dos primeros estratos se cumple la hipótesis secundaria, en los tres últimos no. En todo caso el valor social del tiempo de ocio está muy lejos de ser el 30 por ciento del nivel de ingreso (Gwilliam, 1997; Belli y otros, 2001) para el caso peruano.

Una explicación a que el ratio VTO/VTT sea mayor en estratos con menor poder adquisitivo es que exista una escasez relativa entre el tiempo disponible de ocio y el tiempo dedicado al trabajo de acuerdo a las condiciones laborales de cada individuo, reflejadas en su NSE. Si se considera que las personas de

Cuadro 4. *Ingreso mensual promedio según NSE entre 2000 y 2007*

NSE	Ingreso promedio 2000 (Bonifaz, 2000)	Ingreso promedio 2007 (ENAHO)
A	9,738	16,600
B	2,425	3,239
C	1,038	1,371
D	649	778
E	228	334
Ingreso promedio	**1,595**	**2,190**

 © Marzo 2011 BCRP

CUADRO 5. *Análisis de sensibilidad del VST*

Porcentaje del ingreso para el VTO	20%	40%	50%	60%	80%	90%	100%	110%	120%
ENAHO	8.60	9.00	9.21	9.41	9.82	10.03	10.23	10.43	10.64
Preferencias declaradas	10.53	10.53	10.53	10.53	10.53	10.53	10.53	10.53	10.53

los estratos C, D y E tienen que trabajar más horas para poder tener un ingreso que cubra sus necesidades básicas (relativo a los estratos A y B), entonces el tiempo que tienen disponible para ocio se reduce con relación al de trabajo. Es más, el tiempo disponible para ocio de estas personas podría ser tan limitado que, para trabajar una hora más, se les tendría que remunerar con un salario por hora muy por encima del salario normal. Para estas personas, el tiempo dedicado a transportarse para actividades de ocio valdría incluso más que su tiempo de trabajo. En contraste, en los estratos A y B los individuos podrían llegar a percibir un ingreso suficiente para cubrir sus necesidades básicas trabajando menos horas a la semana, lo que daría lugar a una menor escasez relativa del tiempo de ocio.

Asimismo, la regla del 30 por ciento propuesta por Gwilliam también queda descartada ya que, incluso cuando se sensibiliza este valor para el valor social del tiempo total (VST) de Lima Metropolitana, vemos que recién se acerca al valor calculado por las encuestas de preferencias declaradas cuando el VTO representa de 110 a 120 por ciento del salario. Estos cálculos se reportan en el Cuadro 5.

Respecto a la hipótesis principal del trabajo, se obtiene un VST mayor cuando se utiliza el método de preferencias declaradas en comparación al método del ingreso bruto como base de la valoración. Una posible explicación es que cuando se utiliza el ingreso bruto se considera todo el tiempo disponible, no sólo aquel destinado a viajes, mientras que en el caso del enfoque de preferencias declaradas, la valoración se centra específicamente en el tiempo dedicado a viajar. En principio, tendría sentido que la valoración del tiempo dedicado a viajar sea un poco mayor en este caso, pues es probable que las personas generen desutilidad al viajar; es decir, que el tiempo utilizado para viajar sería un mal *per se*.

5 CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

En este trabajo se estima el VST para los usuarios de transporte urbano dentro de Lima Metropolitana según estrato socioeconómico, mediante dos metodologías. Con la primera metodología se aproxima el VST partir del ingreso bruto del individuo, siguiendo a Bonifaz (2000). Se encuentra que el valor del tiempo de las personas habría aumentado considerablemente, lo cual indica que los beneficios de diversos proyectos de transporte habrían sido subestimados. Un corolario de estos resultados es que los cálculos oficiales del VST deberían actualizarse con una mayor frecuencia.

En el caso de la estimación del VST a partir de preferencias declaradas, se obtuvo un VST ligeramente superior. Asimismo, se obtuvo que el valor social del tiempo del ocio (un componente del VST) no representaría el 30 por ciento del ingreso, como se plantea en Gwilliam (1997), sino que su peso relativo varía en función al estrato socioeconómico de la persona, posiblemente debido a la escasez relativa del tiempo de ocio respecto del tiempo de trabajo.

Una ventaja de la metodología de preferencias declaradas es que permite observar directamente las elecciones de las personas sobre los modos de transporte y la disposición que tienen a pagar por estos servicios. Es ese sentido, es una herramienta muy útil para la evaluación de proyectos. Por ese motivo, se considera que el presente trabajo constituye un aporte para el desarrollo de este tipo de metodologías en la evaluación de proyectos tanto de transporte - incluyendo nuevas modalidades de transporte - como de cualquier otro sector.

ANEXO: ENCUESTA SOBRE EL VALOR SOCIAL DE TIEMPO EN LIMA METROPOLITANA

Primera página del cuestionario

Valor social del Tiempo - Lima Metropolitana

Lugar de la entrevista:	Nombre y Numero Telefónico de Referencia
Edad	Sexo : Femenino Masculino

Características generales de Transporte

1. Que medio de transporte utiliza para ir a trabajar:
1. Carro propio (Continúe con el cuestionario)
2. Taxi (Pase a la pregunta 5)
3. Micro / Ómnibus (Pase a la pregunta 5)
4. Moto taxi (Pase a la pregunta 5)
5. Bicicleta (Pase a la pregunta 6)
6. Pie (Pase a la pregunta 6)

2. Que marca y modelo es su carro y de que año?

3. Cuanto consume de combustible semanalmente (ya sea para trabajar o para otras actividades)?

4. Que combustible usa para su carro (Pase a la pregunta 6):

5. Cuanto paga para ir a su trabajo:

6. A que hora sale de su domicilio con dirección a su trabajo?

7. A que hora llega a su trabajo?

8. Cuanto viajes realiza al día (ida y vuelta):

9. Cuantos días trabaja a la semana:

10. Que medio de transporte utiliza para sus actividades de entretenimiento:
1. Carro propio
2. Taxi
3. Micro / Ómnibus
4. Moto taxi
5. Bicicleta
6. Pie

11. Cuanto tiempo le toma movilizarse para realizar actividades de entretenimiento:

12. Cuanto paga por movilizarse a realizar actividades de entretenimiento:

13. Cuanto viajes realiza a la semana por entretenimiento:

14. Cual es la dirección de su hogar

15. Cual es la dirección de su trabajo

Características socioeconómicas

16. En cual de los siguientes rangos se encuentra el ingreso de su hogar (nuevos soles por mes):

1. - < 630	4. - 1900 - 4000
2. - 630 - 980	5. - > 6500
3. 980 - 1900	6. No precisa

17. Nivel Educativo

1. Primaria Incompleta	4. Secundaria Completa
2. Primaria Completa	5. Superior no univ.
3. Secundaria Incompleta	6. Universitaria

18. Cuanto se gasta mensualmente en:

1. Alimentos y Bebidas	S/.
2. Vivienda, Alquiler, Letras	S/.
3. Servicios (Agua, Luz, Teléfono)	S/.
4. Transporte	S/.
5. Vestido y Calzado	S/.
6. Salud y Medicinas	S/.
7. Esparcimiento y Cultura	S/.
8. Otros	S/.

19. Tipo de Vivienda

1. Casa independiente	4. Vivienda en callejón
2. Apartamento en edificio	4. Vivienda improvisada
3. Vivienda en quinta	6. Otro (cual) _____

20. Cual es su posición ocupacional?
1. Trabajador dependiente _____
2. Trabajador independiente _____
3. Empleador _____
4. Trabajador familiar _____
5. Ambulante _____
6. Otro(cual) _____

21. Usted tiene:

Teléfono fijo	si	no
Refrigeradora	si	no
Cocina	si	no
Lavadora	si	no
Servicio Domestico	si	no

© Marzo 2011 BCRP

Segunda página del cuestionario

Valor social del Tiempo - Lima Metropolitana

Situaciones Hipotéticas - Trabajo

A continuación le propondremos 9 situaciones hipotéticas, usted debe elegir si prefiere tomar un taxi o un micro. Imaginemos que los micros y los taxis tienen un servicio similar, de buena calidad y son seguros. Imagínese que usted esta yendo al trabajo y solo tiene estas dos opciones. Por favor, para su respuesta solo tome en cuenta la tarifa pagada y el tiempo de viaje, no la calidad ni comodidad pues estamos asumiendo que son iguales para micros y taxis. El tiempo de viaje es el tiempo que dura el viaje desde que sale de su casa hasta que llega al trabajo, ya incluye el tiempo de caminar y esperar para montarse al micro o al taxi. usted viaja solo y las tarifas son individuales.

22.Situación 1: A. B.

23. Situación 2: A. B.

24. Situación 3: A. B.

25. Situación 4: A. B.

26. Situación 5: A. B.

27. Situación 6: A. B.

28. Situación 7: A. B.

29. Situación 8: A. B.

30. Situación 9: A. B.

Situaciones Hipotéticas - Entretenimiento

Ahora imagínese que usted se esta yendo a realizar alguna actividad de entretenimiento, como visitar a un familiar, ir al cine, a comer, etc. Recuerde que solo son viajes dentro de Lima Metropolitana. Igual que en el caso anterior, imaginemos que los micros y los taxis tienen un servicio similar, de buena calidad y son seguros. El tiempo de viaje es el tiempo que dura el viaje desde que sale de su casa hasta que llega al trabajo, ya incluye el tiempo de caminar y esperar para montarse al micro o al taxi. Recuerde que usted viaja solo y las tarifas son individuales.

31. Situación 1: A. B.

32. Situación 2: A. B.

33. Situación 3: A. B.

34. Situación 4: A. B.

35. Situación 5: A. B.

36. Situación 6: A. B.

37. Situación 7: A. B.

38. Situación 8: A. B.

39. Situación 9: A. B.

REFERENCIAS

Azqueta, D. (1994), *Valorización Económica de la Calidad Ambiental*, Madrid: McGraw-Hill.

Belli, P., J. R. Anderson, H. N. Barnum, J. A. Dixon, y J. P. Tan (2001), *Economic Analysis of Investment Operations: Analytical Tools and Practical Applications*, Washington: World Bank.

Beltrán, A. y H. Cueva (2008), *Evaluación Social de Proyectos para Países en Desarrollo*, Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

Bonifaz, J. (2000), "Cálculo de precios sociales: el valor social del tiempo", Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

Cherlow, J. (1981), "Measuring values of travel time savings", *Journal of Consumer Research*, 7(4), 360-371.

Cochrane, W. G. y G. M. Cox. (1974), *Diseños Experimentales*, México DF: Editorial Trillas.

Gwilliam, K. (1997), "The value of time in economic evaluation of transport projects: lessons from recent research", en Infrastructure Notes No. OT-5, Banco Mundial.

Hensher, D. (2001), "Measurement of the valuation of travel time savings", *Journal of Transport Economics and Policy*, 35(1), 71-98.

Ortuzar, J. D. y L. G. Willumsen (1994), *Modelling Transport*, John Wiley & Sons Inc.

Sartori, J. J. P.(2006), "Diseño de encuestas de preferencias declaradas para la estimación del valor de los ahorros de tiempo y el pronóstico de la demanda de servicios de transporte urbano de pasajeros", Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba, edición mimeografiada.

Ruta, G. (2002), "The social cost of transport", The World Bank Institute, edición mimeografiada.

Thomson, I. y A. Bull (2002), "La congestión del tránsito urbano: Causas y consecuencias económicas y sociales", *Revista Cepal*, 76, 109-121.

Wardman, M. (1998), "The value of travel time: A review of British evidence", *Journal of Transport Economics and Policy*, 32(3), 285-316.

Webb, R. y G. Fernández Baca (2008), *Anuario Estadístico Perú en Números 2008*, Lima: Instituto Cuanto.

Garrod, G. D y K. G. Willis (1999), *Economic Valuation of the Environment*, Cheltenham: Edward Elgar.

World Bank (1996), *Sustainable Transport: Priorities for Policy Reform*, Washington: The World Bank.

 © Marzo 2011 BCRP