



El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso del Perú entre 1996 y 2006¹

Renzo Rossini

renzo.rossini@bcrp.gob.pe

Marco Vega

marco.vega@bcrp.gob.pe

1. Introducción

El presente trabajo se centra en el mecanismo de transmisión de la política monetaria en el Perú. Para estudiarlo, se analizan las investigaciones empíricas de medición de la política monetaria realizadas en los últimos años. Hay que destacar que durante los últimos diez años se han producido cambios importantes en los procedimientos de política monetaria. Sin duda, el cambio más notorio fue la adopción del esquema de metas explícitas de inflación a partir del año 2002.

Desde el punto de vista de la formulación de políticas, es importante conocer la base empírica del mecanismo de transmisión de la política monetaria, pese a la naturaleza compleja de este mecanismo. Esto es aun más importante en el caso de una economía con dolarización financiera. El grado de dolarización financiera en el Perú es aún elevado (alrededor del 60 por ciento del crédito total del sistema financiero se realiza en dólares), por tanto, la dolarización financiera es clave para entender el mecanismo de transmisión. Un elemento importante de dicho mecanismo es el carácter no lineal del llamado “efecto hoja de balance” resultante del riesgo crediticio inducido por el uso de dólares en el sistema financiero.

Resulta difícil medir e identificar los mecanismos de fondo que influyen sobre el canal de transmisión de la política monetaria porque tanto ésta como el entorno en el que se produce se han venido modificando rápidamente. En consecuencia, la incertidumbre existente en relación con el mecanismo de transmisión ha pasado a ser un elemento importante que el Banco Central del Perú debe abordar. Por ello, el presente estudio también incluye ejercicios orientados a demostrar los posibles efectos de las medidas de política monetaria en el mecanismo de transmisión y la forma en la que la dolarización financiera podría mermar el poder de la política monetaria para influir sobre la inflación. En una

¹ Este trabajo fue elaborado para ser expuesto en la reunión organizada por el Banco de Pagos Internacionales (BIS) en torno al tema “Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies: what is new?” (Basilea, 7 y 8 de diciembre de 2006). Las opiniones vertidas en este documento son responsabilidad de los autores y no representan necesariamente las del Banco Central de Reserva del Perú. Los autores agradecen a Fernando Vásquez y Vicente Tuesta por sus valiosos comentarios y a Margarita Forsberg por su excelente traducción. Cualquier error remanente es sólo responsabilidad de los autores.



economía parcialmente dolarizada, dichos ejercicios implican que, en la práctica, la política monetaria del Banco Central debe ser aun más prospectiva para prevenir presiones inflacionarias futuras, así como más cautelosa frente a potenciales vulnerabilidades del efecto hoja de balance.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera, en la sección 2 se describe cómo ha cambiado la política monetaria en los últimos años, en la sección 3 se presenta la evidencia empírica existente sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria y se realizan ejercicios simples de política que demuestran de manera sencilla cómo la dolarización puede afectar los canales de transmisión y cómo el grado de flexibilidad cambiaria puede afectar parámetros como el traspaso² del tipo de cambio³ hacia los precios.

2. La evolución de la política monetaria en los últimos años

Durante el periodo de desinflación (1991-2001), la política monetaria del Perú se basó en un esquema de metas monetarias, sin ningún compromiso con algún tipo de cambio o nivel de tasa de interés. Como menciona Rossini (2001), las razones fundamentales para que se adoptara un régimen de tipo de cambio flotante fueron tanto el considerable grado de dolarización de los activos como la elevada frecuencia de los choques externos⁴, mientras que los elevados niveles de inflación a inicios de la década de los 90's fueron los que motivaron el uso de agregados monetarios como meta intermedia para controlar la inflación.

El proceso de desinflación fue gradual (Cuadro 1) no sólo porque la credibilidad del Banco Central venía recuperándose lentamente, sino también por los elevados niveles de distorsión de precios relativos que había inicialmente. No obstante, el carácter gradual del proceso permitió minimizar los costos reales del mismo y para 1997 ya se habían alcanzado niveles de inflación de 1 dígito.

Cuadro 1: Tasas de inflación anual (en puntos porcentuales)

Año	Fin del periodo	Año	Fin del periodo
1990	7649,7	1999	3,7
1991	139,2	2000	3,7
1992	56,7	2001	-0,1
1993	39,5	2002	1,5
1994	15,4	2003	2,5
1995	10,2	2004	3,5
1996	11,8	2005	1,5
1997	6,5	2006	1,1
1998	6,0		

Fuente: INEI

Durante el periodo de desinflación, el Banco Central de Reserva del Perú realizó diversos cambios tanto a nivel del diseño como de los instrumentos de su política monetaria, creando así las condiciones para transitar hacia un régimen definitivo de metas explícitas de inflación en el año 2002.

² Parámetros como el traspaso del tipo de cambio hacia precios suelen ser estimados por los econométristas sin controlar la endogeneidad de políticas cambiarias y monetarias.

³ En el documento, el tipo de cambio nominal se refiere al precio doméstico del Dólar y no de una canasta de monedas.

⁴ Especialmente choques de términos de intercambio y de oferta.



Así, por ejemplo, cuando las tasas de inflación alcanzaron niveles inferiores a 20 por ciento, empezó a crecer rápidamente la demanda real de moneda local y por primera vez aparecieron problemas de comunicación con relación a la base monetaria. En ese contexto, a partir de 1994 se siguió mejorando el manejo de la política monetaria anunciándose con anticipación las metas de inflación previstas para cada fin de año.

Con respecto a los instrumentos operativos, a inicios de la década de 1990, la falta de activos líquidos en moneda local, tanto en el sector público como en el sector privado, determinó que las operaciones de compra y venta de moneda extranjera fueran la forma principal de controlar el crecimiento de la base monetaria. La primera medida adoptada con el objeto de promover tanto el mercado interbancario, así como la regulación monetaria en moneda local, fue reducir el elevado encaje legal sobre los depósitos en moneda nacional (1991-1993) de un promedio de 40 a 9 por ciento. Posteriormente, se emitieron Certificados de Depósitos⁵ que permitieran operaciones de contracción monetaria (1994) y, finalmente, operaciones de recompra (*repos*) para proporcionar liquidez temporal al sistema bancario (1997)⁶.

Una vez que la inflación se redujo a niveles similares a los internacionales y que se hizo más difícil predecir el crecimiento de la emisión primaria –reduciéndose además su correlación con la inflación–, los resultados obtenidos mediante la política monetaria basada en los agregados monetarios fueron menos que satisfactorios. Por otro lado, la política monetaria tuvo que enfrentar un nuevo reto a partir del año 2001 debido al surgimiento de presiones deflacionarias que no se habían registrado en el Perú en los últimos 70 años y que amenazaron con poner en riesgo la credibilidad que el Banco había alcanzado hasta la fecha.

Al principio, el Banco Central enfrentó estas nuevas condiciones cambiando su meta operativa. En el año 2000, el crecimiento de la base monetaria fue reemplazado por una meta cuantitativa: la cuenta corriente de las empresas bancarias en el Banco Central. En esencia, el uso de este instrumento aún suponía la existencia de una relación estable y predecible de corto plazo entre los agregados monetarios y la inflación. En la práctica, dicha relación era débil, razón por la cual este instrumento fue abandonado dos años después.

En tal contexto, el problema de cómo conducir una política monetaria expansiva sin que ello conllevara la pérdida de credibilidad del Banco Central en un entorno de dolarización financiera fue finalmente enfrentado al adoptarse el esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI) en el año 2002. Como señalan Armas y Grippa (2006), las características del esquema de MEI de Perú son muy similares a las empleadas por otros países que han logrado mantener un bajo nivel de inflación, consistente con sus metas de inflación en el largo plazo⁷.

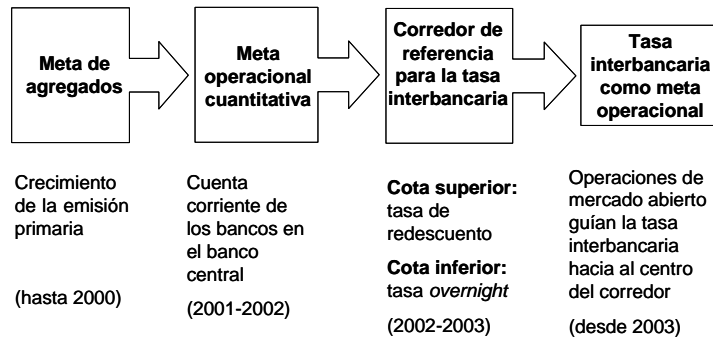
⁵ Instrumentos emitidos por el propio Banco Central de Reserva del Perú.

⁶ Cuando el gobierno inició el programa orientado a desarrollar el mercado de deuda pública en moneda nacional (2001), estos valores también estuvieron disponibles para realizar operaciones *repos*.

⁷ El esquema de metas de inflación se sustenta en el compromiso del Banco Central de mantener la inflación en un nivel de 2,0 por ciento, con un margen de tolerancia de +/-1 por ciento.

Bajo el régimen de MEI, se sustituyó la meta operativa de agregados monetarios por la de la tasa de interés (interbancaria) de corto plazo. El gráfico 1 ilustra la evolución de la meta operativa en los últimos años.

Gráfico 1: Evolución de la meta operativa



Las ventajas que ofrece la actual meta operativa están descritas en forma detallada en Armas y Grippa (2006) y pueden resumirse en cuatro ideas centrales: primero, la tasa interbancaria es un instrumento que comunica en forma clara la posición de política monetaria⁸; segundo, es una tasa de referencia para otras tasas de interés para operaciones en moneda nacional; tercero, la volatilidad de la tasa de interés interbancaria se ha reducido a la vez que se ha fortalecido el efecto traspaso de la tasa de interés (Lahura, 2005); y cuatro, es un instrumento lo suficientemente flexible por que permite ser elevada o reducida rápida y significativamente en situaciones extremas, por ejemplo, para restringir la depreciación de la moneda y así evitar efectos de hoja de balance que pudieran socavar la actividad económica y la solvencia del sistema financiero.

3. La evidencia empírica

Hace una década, De la Rocha (1998) presentó un primer panorama general del mecanismo de transmisión de la política monetaria en el Perú a partir de tres canales: el dinero, el crédito y el tipo de cambio. En aquellos años, se consideraba que el canal más importante era la influencia que el Banco Central ejercía sobre los agregados monetarios y fue ésta la razón fundamental por la que se utilizó el crecimiento de la base monetaria como meta intermedia incluso hasta el año 2000 (véase el Gráfico 1).

De la Rocha (1998) sugiere cierta incertidumbre en torno a la efectividad del canal del crédito luego de que se produjeran los cambios estructurales que afectaron la economía peruana en la década de 1990, y contrasta los factores que reducen su efectividad con otros que la mejoran⁹. Asimismo, la principal preocupación en relación con el canal del tipo de cambio habría sido el efecto hoja de balance antes

⁸ Tasas de interés “bajas” por lo general se asocian a estímulo monetario y tasas de interés “altas” se asocian a contracciones monetarias. El concepto de tasa alta o baja está determinado en referencia a una tasa de interés neutral o natural.

⁹ Se considera que la mayor movilidad de capitales y el desarrollo del mercado nacional de capitales son factores que reducen la efectividad del canal del crédito, mientras que la restauración de la confianza en el sistema bancario y la mayor intermediación de la banca tenderían a aumentar la efectividad de este canal.



que el efecto de traspaso directo del tipo de cambio a precios. En tal contexto, se puso de relieve el papel de la intervención del Banco Central como medio para frenar la volatilidad del tipo de cambio.

A mediados de la década de 1990 se publicaron las primeras investigaciones empíricas que evaluaban el mecanismo de transmisión de la política monetaria en el Perú, destacándose en ellas el uso de los agregados monetarios como el instrumento de política monetaria. Más recientemente, y reflejando el cambio producido en los procedimientos operativos del Banco Central, las investigaciones se concentran en la tasa de interés como la variable instrumental preferida.

En el presente documento, se divide el debate actual en torno a los mecanismos de transmisión analizando los canales de la tasa de interés y del tipo de cambio, el canal de las expectativas, el canal del crédito y, debido a la dolarización financiera, también abordamos el análisis de las vulnerabilidades que restringen la política monetaria.

3.1 Los canales de la tasa de interés y del tipo de cambio

Autores como Winkelried (2004), Grippa (2004), Bigio y Salas (2006) y Leiderman (2005) han proporcionado evidencia reciente utilizando vectores autoregresivos (VAR). Winkelried (2004) encuentra que tanto el PBI como la inflación responden en forma más inmediata y simultánea a un choque de tasa de interés (menos de un año). En cambio, siguiendo un enfoque de identificación estructural diferente, Grippa (2004) encuentra que las respuestas de la política monetaria se presentan con un mayor retraso (observándose el mayor nivel de respuesta alrededor de 18 meses después del choque, mientras que en materia de precios, los principales cambios se observan sólo después de tres años).

Desde el punto de vista de política monetaria, los resultados antes mencionados en relación con los rezagos de la transmisión demuestran su carácter incierto. En efecto, resulta difícil llegar a estimados empíricos absolutamente confiables debido a los continuos cambios en los procedimientos operativos de la política monetaria en el periodo muestral¹⁰. Es plausible suponer que el funcionamiento del mecanismo de transmisión también se ha ido modificando como producto de la influencia directa de la continua mejora del diseño, transparencia y comunicación de la política monetaria, aparte de la cada vez mayor sofisticación de los mercados financieros y la globalización financiera. Por lo tanto, los modelos VAR, que trataban de extrapolar comportamientos pasados para explicar un entorno constantemente cambiante, tienen sólo un alcance limitado. No obstante, no se dispone de alternativas más adecuadas.

Uno de los elementos que contribuye a la complejidad del mecanismo de transmisión es su carácter no lineal. Las características de no-linealidad están documentadas en Bigio y Salas (2006), quienes encuentran que los choques de política monetaria contractiva tienen un mayor efecto sobre el producto en periodos de recesión que en periodos de gran expansión, lo que sugiere la existencia de una curva

¹⁰ No se pueden realizar análisis empíricos con detenimiento debido a la corta duración de los periodos sub-muestrales.



de oferta convexa. En los ejercicios que desarrollan, la política monetaria afecta el producto y los precios después de alrededor de un año y de 16 meses, respectivamente.

En resumen, a medida que el diseño de la política monetaria evolucionaba para adecuarse a las transformaciones producidas en el ámbito de la economía, la literatura empírica se fue transformando de la misma manera, observándose en este proceso que el canal de la tasa de interés se había fortalecido. Probablemente ello se deba a la cada vez mayor importancia que alcanzó la tasa de interés como indicador de política monetaria, así como al crecimiento de los mercados de capitales en los tramos largos de las curvas de rendimiento¹¹. Asimismo, como suele ocurrir en las pequeñas economías abiertas, cuando el canal de la tasa de interés se hace más relevante que el canal del efecto traspaso, los rezagos del mecanismo de transmisión se hacen mayores.

Sin embargo, la dolarización financiera puede desalentar el desarrollo del canal de la tasa de interés descrita en el párrafo anterior. Como se señala en la Sección 4, la dolarización financiera implica que las depreciaciones del tipo de cambio pueden ser contractivas. En este caso, se debilita la capacidad de la política monetaria para influir sobre los precios a través del canal estándar de la demanda interna¹².

Cuadro 2: Evidencia empírica (Canales directos)

<i>Estudios</i>	<i>Metodología</i>	<i>Periodo de la muestra</i>	<i>Principales resultados</i>
Bringas y Tuesta (1997)	VAR	1991:4-1995:5	- El excedente de encaje es un buen indicador de la política monetaria. El canal del crédito es débil.
León (1999)	VAR	1991:6-1998:6	- Cualquier innovación a nivel del circulante tiene efectos observables entre 4 y 14 meses después en el nivel de inflación. - No se identifica ningún agregado monetario que tenga un efecto significativo sobre el producto.
Quispe (2000)	VAR	1991:1-1998:6	- La dolarización de las obligaciones no afecta la capacidad de la política monetaria. - Un choque de base monetaria tiene efectos significativos en el nivel de inflación entre 8 y 16 meses luego de producirse el choque.
Winkelried(2004)	VECM	1993:1-2003:4	- Los resultados confirman la posibilidad de existencia del canal de la tasa de interés como mecanismo de política monetaria.
Grippa (2004)	VAR	1994:2-2004:2	- La tasa de interés interbancaria parece ser una estimación razonable que ofrece una medición adecuada de la posición monetaria
Bigio y Salas (2006)	VAR no-lineales	1994:1-2004:7	- Los choques de tasas de interés producen efectos asimétricos: En periodos de mayor crecimiento, las alzas de las tasas de interés tienen mayor repercusión que las reducciones de éstas.
Leiderman (2006)	VAR	1993:1-2005:7	- El coeficiente del traspaso en el Perú es superior al de Chile.

Elaboración: Propia.

¹¹ Para una descripción detallada del desarrollo del mercado local de bonos en moneda nacional, véase Armas y Grippa (2006). Asimismo, en relación con estimaciones del efecto traspaso de tasas de interés de corto plazo a tasas de interés de largo plazo, véase Lahura (2005).

¹² Otro factor que podría explicar el debilitamiento general del canal de la demanda interna a nivel mundial es la globalización del intercambio comercial. Esto es lo que plantean Vega y Winkelried (2005) y Borio y Filardo (2006), por ejemplo.



El traspaso de fluctuaciones del tipo de cambio hacia la inflación

En lo que respecta al efecto traspaso del tipo del cambio a la inflación, muchos autores sugieren que el traspaso del tipo de cambio debiera ser mayor en una economía dolarizada que en los países no dolarizados. Es importante destacar que si el traspaso fuera en efecto significativo, ello incrementaría la capacidad de la política monetaria para influir sobre la inflación a través del canal del tipo de cambio. Sin embargo, hay que tener presente dos hechos en relación con el efecto traspaso tanto en el Perú como en otros países:

- i) En la actualidad, hay todo un conjunto de investigaciones que sustentan un menor coeficiente de traspaso tanto en los países desarrollados como en los países en desarrollo¹³.
- ii) El traspaso del tipo de cambio a los precios depende de las prácticas de facturación. En los países desarrollados el efecto traspaso se da en forma incompleta porque los productos importados son facturados en moneda nacional (fijación de precios para el mercado). En el Perú, las elevadas tasas de inflación registradas en el pasado favorecieron la facturación en dólares inclusive a nivel minorista de modo que, cuando disminuyó la inflación, también se redujo el efecto traspaso. Asimismo, el Banco Central fomentó que se establecieran normas legales para inducir a que los precios estuvieran expresados en moneda local¹⁴. Como resultado de ello, la dolarización de los precios ha disminuido significativamente.

En consecuencia, no debiera llamar la atención que los trabajos empíricos orientados a estimar el traspaso del tipo de cambio a los precios hayan encontrado menores niveles. Por ejemplo, Quispe (2001) encuentra que una depreciación del 1 por ciento en el tipo de cambio produce 0,12 por ciento de inflación adicional.

Estudios más recientes, como los realizados por Miller (2003) y Winkelried (2003) arrojaron resultados similares: Un choque de 1 por ciento en el tipo de cambio tiene un efecto de entre 0,1 y 0,2 por ciento en la inflación anual del IPC¹⁵. Estas estimaciones fueron recientemente actualizadas y comparadas con las producidas por Deutsche Bank (2006) para países latinoamericanos. El coeficiente de traspaso actualizado fue inclusive menor a 0,1, nivel inferior al traspaso promedio para América Latina aunque superior a los de Colombia y Chile.

Este resultado es también compatible con las estimaciones de Leiderman et al. (2006), que realizaron una investigación empírica utilizando VARs en la que se observa que el coeficiente de traspaso en el Perú se redujo al implementarse el esquema de MEI.

¹³ Edwards (2006) observa que los países que adoptaron un régimen de MEI experimentaron una mayor reducción en sus coeficientes de traspaso. De igual manera, Frankel et al. (2005) encuentra que la reducción del efecto traspaso en los países en desarrollo fue mayor que en los países desarrollados.

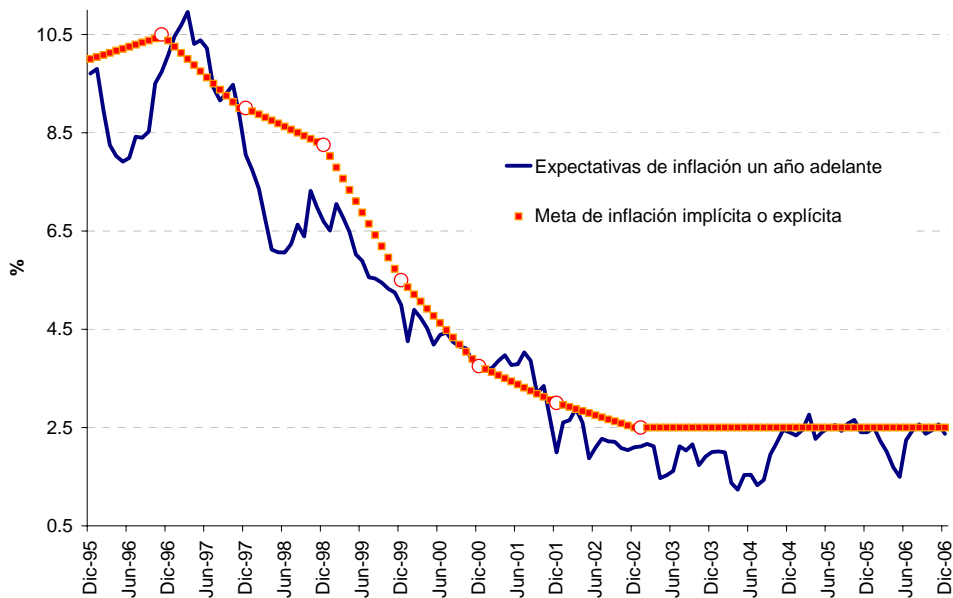
¹⁴ En el 2004 se promulgó una ley que establecía que los precios de los productos debían estar expresados en moneda nacional y, aun cuando no se prohibía que fueran expresados en dólares, también debían figurar en soles en las listas de precios.

¹⁵ Winkelried (2003) encuentra un efecto no lineal según el cual un choque similar en relación con el tipo de cambio en un periodo de expansión repercutiría en el nivel de inflación en alrededor del 30 por ciento.

3.2 El canal de las expectativas

Hasta la fecha no se han realizado investigaciones de corte empírico en torno al canal de las expectativas, debido a la falta de bases de datos que permitan medir las expectativas de inflación en el largo plazo. Actualmente, la información muestral de mayor duración disponible es la resultante de las encuestas de proyecciones privadas realizadas por *Consensus Economics*, que proporciona promedios mensuales de la inflación esperada para el año en curso y el siguiente año calendario. A partir de estos datos y haciendo un seguimiento de la inflación acumulada en el año, se pueden calcular series de expectativas de inflación a un año. Esta sub-sección presenta algunas estimaciones preliminares que sustentan el planteamiento de que el canal de las expectativas se habría fortalecido.

Gráfico 2: Expectativas de inflación a un año y metas de inflación



Fuente: Latin American Consensus Economics y Rossini (2001)

En el Gráfico 2 se presentan las series de expectativas de inflación, las mismas que pueden ser contrastadas con las metas de inflación para ver cuán cerca o lejos están las unas de las otras. Cabe destacar que desde 1994 hasta el año 2001, el Banco Central anunció un rango del nivel de inflación deseada para cada año¹⁶. Los círculos que aparecen en el mes de diciembre de cada año expresan los valores medios de dichos rangos, mientras que los valores de los otros meses se obtienen mediante una

¹⁶ Rossini (2001) hace un seguimiento del rango de valores deseados como metas de inflación, así como de la fecha de anuncio de dichas metas y la documentación correspondiente.

interpolación simple¹⁷, como se observa en el Gráfico 2. La meta de 2,5 por ciento se estableció a partir de diciembre de 2002¹⁸.

Cabe considerar que las series de expectativas que se presentan en el Gráfico 2 varían en el tiempo debido a cambios en la información disponible y a la forma como ésta es procesada por los agentes privados. En general, las metas anunciadas suelen emplearse para hacer proyecciones de expectativas a largo plazo, mientras que para las proyecciones de expectativas de menor plazo se tiende a usar la información actual (por ejemplo, la reciente evolución de la inflación).

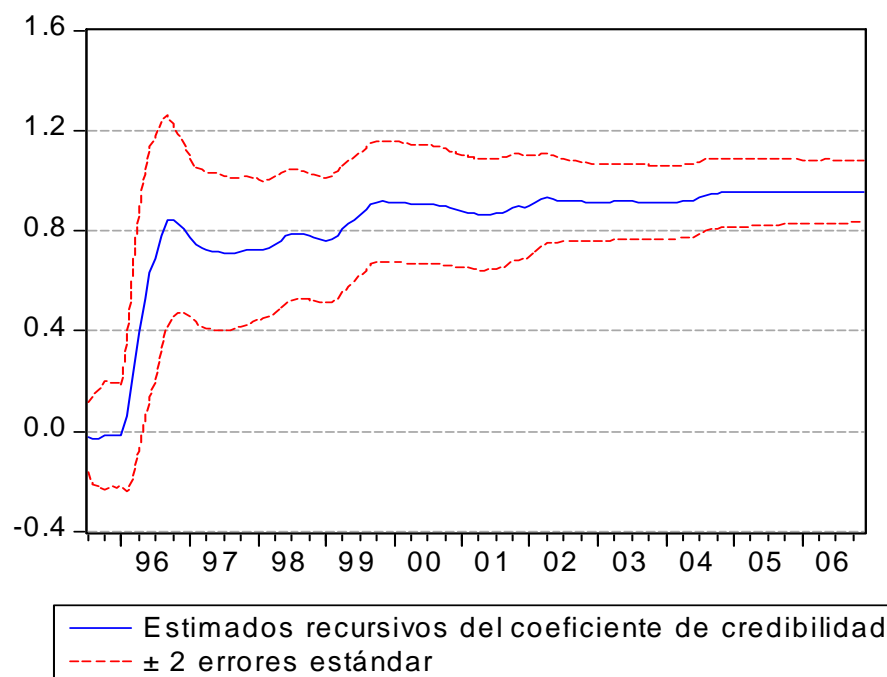
Se puede medir en forma simple de qué manera ha mejorado el anclaje de las expectativas de inflación a través de la siguiente regresión:

$$\pi_{t,t+12}^e = \alpha_t \pi_{t+12}^{meta} + (1 - \alpha_t) \pi_{t-1} \quad (1)$$

Donde $\pi_{t,t+12}^e$ son las expectativas de inflación existentes 12 meses adelante, formadas en el tiempo t ; π_{t+12}^{meta} es la meta de inflación que se acordó lograr 12 meses adelante; π_{t-1} es el nivel de inflación registrado un periodo anterior al que forman expectativas y α_t es la ponderación o importancia de la meta anunciada por la autoridad monetaria cuando se forman las expectativas. Este coeficiente puede ser interpretado como la credibilidad del Banco Central frente al compromiso de lograr la meta en el futuro.

Utilizando regresiones recursivas, se estimó la evolución del coeficiente de credibilidad, mostrándose los resultados en el Gráfico 3.

Gráfico 3: Coeficientes de credibilidad usando regresiones recursivas MCO



¹⁷ Líneas rectas que unen las tasas de inflación a diciembre.

¹⁸ A partir de 2007, la meta se redujo a 2 por ciento.



Durante este periodo, el parámetro de credibilidad aumenta de valores de alrededor de 0,8 al final de la década de 1990 a valores cercanos a 1,0 en el periodo con metas de inflación. Este resultado validaría el anclaje de expectativas promovido por el Banco Central, lo cual a su vez favorece el canal de las expectativas. La importancia de esto es que, a través de este canal, se pueden inducir variaciones en las tasas de interés nominales que se convierten en variaciones casi proporcionales en las tasas de interés reales (puesto que las expectativas de inflación en el mediano y largo plazo están ancladas a las metas de inflación). De esta manera, la política monetaria del Banco Central se convierte en un instrumento más poderoso.

3.3 El canal del crédito

En el caso peruano, la evidencia sobre la efectividad de este canal es un tanto débil debido principalmente a dos fuerzas contrapuestas al interior de éste: por un lado, la mayor movilidad de capitales y el desarrollo de un mercado interno de capitales han incrementado la disponibilidad de sustitutos del crédito bancario, por ejemplo, el financiamiento a través del mercado de deuda o del mercado de capitales. Ello ha reducido la efectividad del canal del crédito. Por otro lado, al restaurarse la confianza en el sistema bancario, la mayor intermediación bancaria ha mejorado la efectividad de este canal ya que los mecanismos de financiamiento informales son reemplazados.

La evidencia empírica más reciente con relación a la importancia de este canal se sustenta en información obtenida con la técnica de datos de panel a través de empresas (en el Cuadro 3 se ofrece un resumen de la misma). No obstante, lo fundamental a destacar es que el canal del crédito no ha sido relevante para la política monetaria¹⁹. Aun cuando el crecimiento del crédito al sector privado contribuyó a la fase expansionista del periodo 94-97, este crecimiento se produjo porque los bancos más grandes tuvieron líneas de crédito significativas de bancos extranjeros. La posterior contracción del crédito (luego de producirse la crisis asiática) se explica, en primer lugar, porque disminuyó la capacidad de otorgar préstamos (se redujeron las fuentes externas de crédito) y, posteriormente, por la falta de disposición de los bancos a otorgar crédito²⁰.

¹⁹ En los últimos años se han desarrollado nuevas fuentes de financiamiento, especialmente bonos y valores comerciales, reduciéndose así el efecto del canal del crédito directo.

²⁰ Barajas y Steiner (2001) encuentran que, en el Perú, la contracción del crédito que se registró durante los años de la crisis se debió principalmente a la reducción de la oferta crediticia a consecuencia de que se racionaran los préstamos. Esto ocurrió a pesar de que se recuperó la capacidad de concesión de préstamos y de que existía una fuerte demanda de créditos.

**Cuadro 3: Evidencia empírica (canales de crédito)**

<i>Investigaciones</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
Bringas y Tuesta (1997)	VAR	- Prevalece el efecto liquidez. Mayor influencia sobre las obligaciones monetarias que sobre los niveles de crédito.
Quispe (2001)	VAR	- El Banco Central tiene capacidad limitada para reducir la oferta de crédito mediante la reducción del crédito bancario en moneda local.
Barajas y Steiner (2001)	Modelo estructural	- Evidencia de un racionamiento del crédito en el Perú debido a una menor disposición para ofrecerlo.
Berróspide y Dorich (2002)	Panel	- Efectos diferenciados por tipos de banco. Evidencia de restricción del crédito sólo en los bancos más grandes.
Loo-Kung y Shiva (2003)	Panel	- En promedio, la política monetaria no afecta la oferta de crédito bancario. - Evidencia del canal de crédito en moneda local en bancos pequeños. - Efectos diferenciados según tamaño de los bancos. La política monetaria es menos efectiva en el caso de los bancos de mayor tamaño.
Carrera (2007)	Panel	- Opera el canal de préstamos bancarios pero su relevancia para explicar la actividad macroeconómica es no significativa.

Elaboración: Propia.

3.4 Hojas de balance vulnerables y su efecto en la política monetaria

Un tema esencial en el caso de economías con dolarización financiera es la vulnerabilidad adicional de las hojas de balance resultante de agudas depreciaciones del tipo de cambio²¹ debido por ejemplo a una interrupción súbita en el flujo de capitales. Para los responsables de la formulación de políticas, esto plantea un conflicto entre la flexibilidad del tipo de cambio y la estabilidad financiera. En el corto plazo, tienen que actuar con cautela y no pueden dejar de preocuparse sobre los movimientos bruscos del tipo de cambio. Sin embargo, en el largo plazo, tienen que reconocer que el control de la inflación por medio de la tasa de interés significa permitir cierta flexibilidad en el tipo de cambio²², lo que además significa que la economía transite a una desdolarización más rápida.

El dilema que plantea la fragilidad financiera ciertamente ha moldeado la práctica de la política monetaria en los mercados emergentes. Esto ha sido señalado, por ejemplo, por autores como Amato y Gerlach (2002), quienes sostienen que muchos países mantuvieron metas cambiarias durante su tránsito hacia un esquema definitivo de metas explícitas de inflación y que sólo las fueron abandonando lentamente. En efecto, por lo general sólo se dejaron de lado las metas cambiarias una vez que se hubieron adoptado las medidas necesarias que permitían mitigar la vulnerabilidad financiera.

²¹ En casos extremos de fragilidad financiera, depreciaciones significativas e inesperadas con relación al dólar incrementan el peso de las deudas en dólares con lo cual se debilita el patrimonio neto de las firmas y se incrementan los riesgos de perturbaciones financieras.

²² En una situación de libre movilidad de capitales, la llamada “trinidad imposible” hace que sólo se pueda controlar la tasa de interés y no el tipo de cambio.



En el Perú, el esquema de metas explícitas de inflación ha sido diseñado de tal manera que incorpore precisamente estos elementos de control de riesgos como parte de la política monetaria a fin de fomentar la estabilidad financiera²³. Sin embargo, como ocurre en el caso de cualquier enfoque orientado a mitigar riesgos, el esquema de MEI ha sido implementado en el Perú sin que obviamente se conozca a plenitud el alcance del efecto de hoja de balance y menos aún si el fenómeno existe en verdad²⁴.

La investigación empírica ha abordado este tema a través de dos enfoques distintos: usando datos de panel a partir de las empresas a nivel microeconómico y usando estimaciones a partir de datos agregados. Las conclusiones generales que se derivan de estos estudios son dos: en primer lugar, la evidencia sobre si las depreciaciones del tipo de cambio son contractivas o expansivas no es concluyente; y en segundo lugar, los efectos del tipo de cambio en la economía suelen ser no-lineales y asimétricos.

Cuadro 4: Evidencia empírica (efectos hoja de balance)

<i>Estudios</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
Carranza et.al (2003)	Panel	- Efectos generales contractivos.
Jiménez (2005)	Panel	- El endeudamiento de las empresas con los bancos es sensible a choques cambiarios. Los bancos pequeños son más vulnerables.
Azabache (2006)	Panel	- Efectos no lineales en la cartera de préstamos de los bancos.
Castillo y Dorich (2005)	Panel	- Débil efecto de hoja de balance a nivel de las empresas pero importante a nivel macro.
Bigio y Salas (2006)	VAR	- Evidencia de depreciación contractiva real y asimétrica en el producto.
Leiderman (2006)	VAR	- Evidencia de causalidad Granger entre la tasa de interés real bilateral y morosidad en los préstamos.

Elaboración: propia

Enfrentando la incertidumbre sobre los efectos del tipo de cambio

El Banco Central de Reserva del Perú adoptó el esquema de metas de inflación como marco de su política monetaria a partir de enero 2002, convirtiéndose así en el único país con una alta dolarización financiera en adoptar el régimen de MEI. Debido a ello, tanto en el diseño como en la implementación del esquema de metas de inflación se debe prestar especial atención a los descalces que pudieran producirse a consecuencia de posibles efectos hoja de balance, así como a la posibilidad de que se

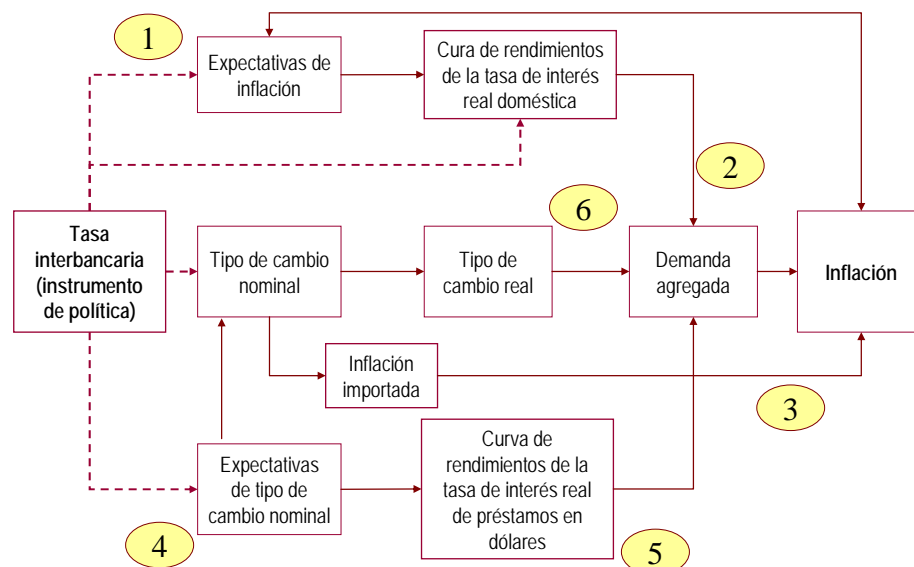
²³ El marco de control de riesgos planteado por Armas y Grippa (2006) considera una serie de medidas además del enfoque de manejo flotante del tipo de cambio como parte del esquema de MEI.

²⁴ Al respecto, Bigio y Vega (2007) incorporan la incertidumbre sobre los efectos cambiarios sobre la economía de una manera explícita en un modelo de política monetaria.

produzcan corridas de los depósitos en dólares que están en el sistema bancario. No se puede subestimar los riesgos relacionados con una aguda y repentina depreciación de la moneda y, por lo tanto, el Banco Central adopta un enfoque prudencial para controlar dichos riesgos²⁵.

El modelo central de proyección trimestral (MPT) utilizado por el Banco Central de Reserva del Perú consiste en una estructura simple que trata de captar los principales hallazgos producto de la investigación empírica en torno al mecanismo de transmisión expuestos en la sección anterior. En particular, el MPT permite estudiar los canales de transmisión de la tasa de interés, del tipo de cambio y el de expectativas.

Gráfico 4: El mecanismo de transmisión de la política monetaria en el MPT



El mecanismo que se ilustra en el Gráfico 4 se asemeja al modelo estándar de mecanismos de transmisión monetaria en pequeñas economías abiertas. Se destacan los canales (1), (2), (3) y (4) que corresponden al canal de las expectativas, el canal de la tasa de interés a través de la demanda agregada, el traspaso del tipo de cambio a la inflación y el canal de las expectativas cambiarias, respectivamente. Aun cuando estos canales se comportan de la misma manera como lo hacen en otros modelos de pequeñas economías abiertas, la dolarización financiera puede ser un factor que influye en la sensibilidad específica que muestren ciertas variables endógenas dentro de estos canales.

Es importante señalar que la dolarización financiera de la economía impone canales adicionales a través de los cuales la política monetaria puede influir sobre la demanda agregada y la inflación. Por supuesto las vulnerabilidades financieras resultantes de interrupciones abruptas y distorsiones en el mercado cambiario también se difunden a través de estos canales y pueden afectar los resultados

²⁵ En Armas y Grippa (2006) puede encontrarse información más detallada sobre el enfoque de control de riesgos bajo el esquema de MEI.

macroeconómicos. Dichos “mecanismos de vulnerabilidad” están identificados con los números (5) y (6) en el Gráfico. El canal (5) representa el modo en que las expectativas cambiarias de largo plazo afectan la tasa de interés real que deben pagar los prestatarios nacionales por fondos prestables en dólares. El costo que tienen los préstamos en dólares para los prestatarios locales es determinado por la suma de la tasa de interés real internacional de largo plazo más la tasa de depreciación real. Por último, el canal (6) es el impacto neto del tipo de cambio real en la actividad económica resultante tanto del efecto hoja de balance como del efecto sobre las exportaciones netas.

Las sensibilidades empíricas a nivel agregado en estos dos canales son las más difíciles de identificar. Las aproximaciones empíricas a nivel de empresas que se documentan en el presente trabajo permiten racionalizar una política monetaria que endógenamente considera la preocupación por movimientos cambiarios. No obstante, el enfoque prudencial adoptado en general por el Banco Central podría haber desalentado la presencia de efectos adversos, potenciales o latentes, en años recientes. Por lo tanto, los resultados obtenidos mediante ejercicios econométricos simplificados son aún inciertos. El Banco Central considera como tarea urgente de su programa de investigación estimar parámetros estructurales profundos y realizar análisis exhaustivos y robustos para superar las incertidumbres relativas a los efectos del tipo de cambio²⁶.

A continuación, desarrollamos una serie de ejercicios simples teniendo en mente las incertidumbres potenciales contenidas en el MPT. Para ello, presentamos en el Cuadro 5 los principales bloques de ecuaciones del modelo²⁷ que describen los mecanismos que aparecen ilustrados en el Gráfico 4.

Cuadro 5: Ecuaciones del Modelo de Proyección Trimestral (MPT) para el caso de la economía peruana

Demanda agregada	
	$y_t^{gap} = a_y y_{t-1}^{gap} - a_r r_{4,t-1}^{gap} - a_{rS} r_{4,t-1}^{S,gap} - a_{qb} \Delta q_{t-1}^{US,gap} + a_q q_{t-1}^{M,gap} + \xi_{y,t} \quad (1.1)$
	$i_{4,t} = \frac{1}{4} E_t(i_t + i_{t+1} + i_{t+2} + i_{t+3}) + \varepsilon_{i4,t} \quad (1.2)$
	$r_{4,t} = i_{4,t} - E_t[\pi_{4,t+4}^{core}] \quad (1.3)$
	$i_{4,t}^* = \frac{1}{4} E_t(i_t^* + i_{t+1}^* + i_{t+2}^* + i_{t+3}^*) + \varepsilon_{i4^*,t} \quad (1.4)$
	$r_{4,t}^S = i_{4,t}^* + (E_t[e_{t+4}] - e_t) - E_t[p_{4,t+4}^{core}] \quad (1.5)$
Inflación (oferta)	
	$\pi_t = g \pi_t^{non-core} + (1-g) \pi_t^{core} \quad (2.1)$
	$\pi_t^{core} = b_m \pi_{t-1}^m + (1-b_m) \{b_\pi \pi_{t-1}^{core} + (1-b_\pi) \pi_{t+1}^e\} + b_y y_{t-1}^{gap} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (2.2)$
	$p_t^m = r p_{t-1}^m + (1-r) [a_m p_{t-1}^{noncore-fuel} + (1-a_m)(e_t - e_{t-1} + p_t^*)] + e_{m,t} \quad (2.3)$

²⁶ A través de modelos de equilibrio donde se modelan explícitamente los incentivos y restricciones de los agentes económicos como el desarrollado por Castillo et al (2006).

²⁷ Para una presentación exhaustiva del modelo, véase Departamento de Modelos Macroeconómicos (2007).


Tipo de cambio en el corto plazo

$$(e_{t+1}^e - e_t) = i_t - i_t^* - prem_t - \varepsilon_{e,t} \quad (3.1)$$

$$e_{t+1}^e = c_s e_{t-1} + (1 - c_s) E_t[e_{t+1}] \quad (3.2)$$

Política monetaria

$$i_t = f_i i_{t-1} + (1 - f_i) \{ i_t^{neutral} + f_\pi (E_t[\pi_{4,t+h}^{core}] - \pi_{ss}) + f_y [c_y y_t^{gap} + (1 - c_y) y_{t-1}^{gap}] \} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.1)$$

El modelo tiene una estructura similar a un modelo neo-keynesiano estándar para una pequeña economía abierta. El primer bloque de ecuaciones incluye la brecha del producto como función de las tasas de interés real anuales, así como los tipos de cambio reales además de los factores exógenos contemplados en $\xi_{y,t}$.

Hay que destacar que además de la tasa anual de interés real para operaciones en moneda local, también influye en esta ecuación la correspondiente tasa de interés real para operaciones en dólares. En tanto la economía siga estando dolarizada, un porcentaje de los agentes productores de bienes no transables solicitarán préstamos en dólares. Debido a la segmentación del mercado, los agentes (sin poder de mercado) no pueden arbitrar en el mercado cuando se espera que surjan diferencias en el costo de las distintas monedas. La tasa de interés real relevante en el caso de estos préstamos está determinada por la ecuación (1.5) que mide el costo que incurren los agentes con ingresos en soles, pero que tienen obligaciones en dólares. En este caso, las expectativas sobre la tasa de depreciación nominal a un año tienen un efecto directo sobre estas tasas de interés reales.

También se puede observar la presencia de la depreciación del tipo de cambio bilateral (a través del término a_{qb}) junto con el tipo de cambio real multilateral (que impacta a través del término a_q). Si a_{qb} fuera mayor que a_q , entonces, a nivel agregado, el canal del efecto hoja de balance opacaría al canal de las exportaciones netas, tal como sugieren Carranza et al. (2003).

El bloque de ecuaciones sobre inflación es también similar al de los modelos estándar. Estas ecuaciones contemplan el efecto de la inflación importada (π_m), el rezago en la brecha del producto (y^{gap}), así como inercias, expectativas y otros factores exógenos de oferta. Sin embargo, un tema que puede aparecer es el de la fuerza del efecto traspaso en una economía dolarizada. Dadas las estimaciones realizadas por Miller (2003), Winkelried (2003) y Leiderman (2006), el efecto traspaso (que depende en principio de los efectos combinados de los parámetros b_m y α_m) en el modelo es bastante pequeño.

El bloque de ecuaciones sobre el tipo de cambio en el corto plazo merece especial atención. Normalmente se espera que un aumento de las tasas de interés tenga un efecto apreciatorio en el tipo de cambio nominal en el mercado spot. Este comportamiento puede ser modelado mediante una paridad no cubierta de tasas de interés. Sin embargo, la mayor parte de los modelos estándar asumen que las expectativas sobre el tipo de cambio en el siguiente periodo son racionales, lo cual significa que la tasa spot está de hecho determinada por el perfil de los diferenciales de las tasas de interés que se esperan para el futuro. Esto hace que el tipo de cambio en el mercado spot sea una variable volátil,

lo cual es compatible con un régimen de tipo de cambio flotante puro. Sin embargo, las intervenciones cambiarias del Banco Central limitan la volatilidad del tipo de cambio en el mercado spot, tal como se observa a frecuencias trimestrales. Una manera de incorporar el impacto de las intervenciones es a través de expectativas adaptativas o inerciales sobre el tipo de cambio, tal como se hace en la ecuación (3.2). Mientras mayor sea el grado de intervención del Banco Central, menor será la volatilidad del tipo de cambio, de manera que el parámetro inercial c_s funciona como una variable proxy del grado de intervención sobre el tipo de cambio²⁸.

Por último, el bloque de ecuaciones sobre el régimen de la política monetaria también es estándar. El comportamiento del Banco Central está determinado por una regla que se retroalimenta de los desvíos de la proyección de inflación respecto a la meta, elemento común en la mayoría de modelos que usan los bancos centrales.

A partir del modelo descrito, desarrollamos dos ejercicios relativos a la incertidumbre sobre los efectos del tipo de cambio. En el primero, condicionamos el modelo a valores extremos del parámetro c_s , modelando así el caso de cómo se modificaría el comportamiento del mecanismo de transmisión al pasar de un bajo nivel de intervención cambiaria a un alto nivel de intervención. En el segundo ejercicio, estudiamos posibles efectos hoja de balance asignando diferentes valores a los parámetros del tipo de cambio real (a_{qb} y a_q) en la ecuación de la demanda.

3.5 El papel de las intervenciones en el mercado cambiario

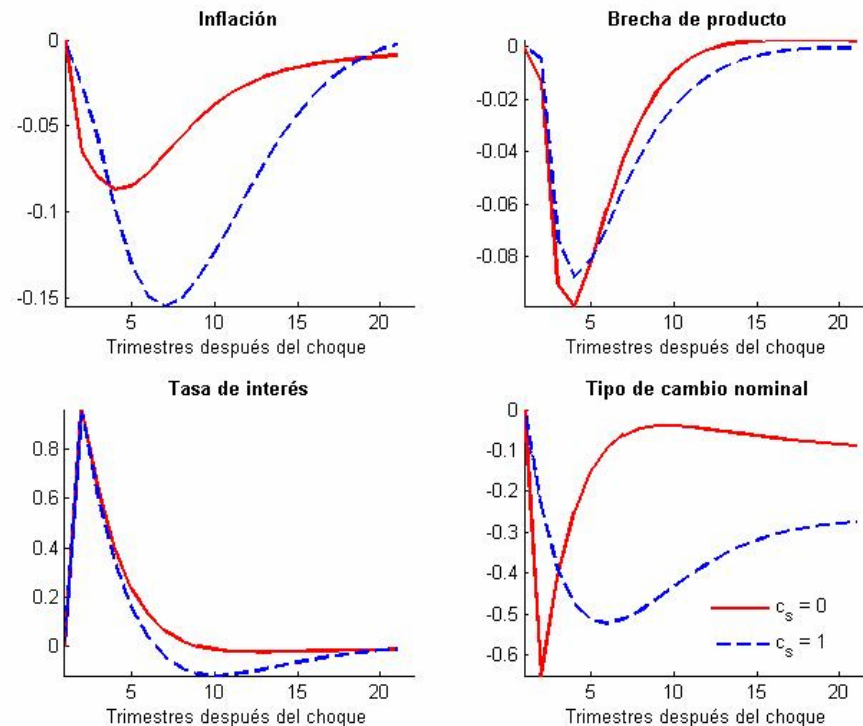
El Banco Central interviene en el mercado cambiario para atenuar fluctuaciones indebidas. Sin esta intervención, cualquier comportamiento tipo burbuja podría no ser sostenible y el mercado se encargaría de corregir cualquier desviación que lo apartara del equilibrio. No obstante, la transición hacia el equilibrio podría representar una amenaza para los mercados financieros en una economía dolarizada. En este sentido, Morón y Winkelried (2005) sugieren que lo óptimo en una economía dolarizada como el Perú es desalentar las fluctuaciones del tipo de cambio.

No obstante, la política de intervención enfrenta un dilema. Por una parte, una intervención excesiva podría a la larga prolongar la dolarización ya que los riesgos que conlleva la dolarización no son interiorizados por las personas ya que la búsqueda de baja volatilidad cambiaria provee un retorno seguro para sus depósitos en dólares y bajos costos para sus deudas en dicha moneda. Pero, por otra parte, los episodios de excesiva volatilidad (vinculados a depreciaciones abruptas) tendrían efectos negativos en el corto plazo repercutiendo en la actividad económica debido a las vulnerabilidades del efecto hoja de balance.

De esta manera, un resultado directo y observable de la intervención del Banco Central es la baja variabilidad del tipo de cambio. Utilizamos el MPT para simular distintos grados de intervención trasladando el parámetro c_s de un valor 0 (sin intervención) a un valor igual a 1 (con una fuerte intervención que suaviza significativamente el tipo de cambio).

²⁸ Mientras mayor sea c_s , mayores serán las inercias (y menor la volatilidad) del tipo de cambio. Bofinger y Wollmershäuser (2003) exploran un enfoque distinto al propuesto aquí. En su modelo, las intervenciones afectan la prima cambiaria a contracorriente cada vez que la prima corre el riesgo de verse afectada ya sea positiva o negativamente.

Gráfico 5: Respuestas ante un aumento de 100 puntos básicos en la tasa de interés cuando varían los parámetros de las expectativas sobre la tasa de interés



El Gráfico 5 ilustra la respuesta sobre cuatro de las principales variables del modelo. La línea continua representa el modelo de alta volatilidad cambiaria mientras que la línea punteada representa el modelo de baja volatilidad. Un choque de política monetaria que implique un aumento de la tasa de interés hará que los papeles en moneda local sean más atractivos, lo cual genera una apreciación nominal del tipo de cambio spot. Según el modelo, si se permitiera una mayor flotación del tipo de cambio (mediante una menor intervención), el efecto inflacionario de la apreciación cambiaria se presentaría más rápidamente pero sería moderado. Por el contrario, una mayor intervención implica un efecto traspaso más fuerte y más prolongado en la inflación. Leiderman et al. (2006) plantean la hipótesis sobre los mayores efectos traspaso en economías dolarizadas. Afinando la hipótesis aun más en vista de los resultados obtenidos en la simulación, bien podría decirse que el mayor efecto traspaso es producto de la intervención del Banco Central antes que de la dolarización *per se*²⁹.

En cuanto a la actividad económica, el efecto de la tasa de interés parece ser mayor en el modelo de alta volatilidad cambiaria, siendo este efecto el resultado directo de las exportaciones netas incluidas en el modelo. En realidad, podría afirmarse que el efecto de las exportaciones netas predomina sólo en el caso de pequeños movimientos cambiarios, mientras que el efecto de hoja de balance predomina

²⁹ Las operaciones de intervención del Banco Central que reducen la volatilidad (o el ruido) cambiario pueden dar una buena señal sobre la tendencia del tipo de cambio. A su vez, esta información puede contribuir a que el efecto traspaso de movimientos lentos pero predecibles del tipo de cambio sean mejor incorporados a los precios.



cada vez que choques cambiarios de mayor magnitud afectan la economía. Este potencial efecto no lineal no es modelado en el presente trabajo.

En resumen, una mayor persistencia del tipo de cambio genera un mayor efecto traspaso del tipo de cambio sobre los precios. Esto sucede por ejemplo cuando el tipo de cambio tiende a moverse en una sola dirección de manera continua y sin demasiada volatilidad. En esta situación, es plausible que los agentes económicos tengan una mejor señal sobre la dirección de los movimientos cambiarios y pueden así incorporar dicha información sobre la formación de los precios. Esta señalización de los movimientos cambiarios sería más difícil si hubiera mayor volatilidad cambiaria.

Aun así, como se puntualizó en la revisión empírica, el efecto traspaso estimado en el Perú es ya estadísticamente pequeño. Se postula en este trabajo que hubiera sido aún más pequeño si el grado de intervención cambiaria fuese menor.

3.6 El efecto hoja de balance

¿De qué manera es afectada la capacidad de la política monetaria para influir sobre el nivel de inflación debido al efecto hoja de balance? El Gráfico 6 muestra distintas respuestas ante movimientos de tasas de interés orientados a reducir la tasa de inflación. Los ejercicios muestran dos casos posibles. En el primer caso, el efecto de las exportaciones netas predomina (el parámetro a_q de la ecuación (1.1) se ubica en 0,20 mientras que el parámetro a_{bq} es 0,14). Los resultados están señalados por la línea continua. En el segundo caso, el parámetro a_q disminuye a 0,05, lo que significa que es el efecto hoja de balance el que predomina.

En un modelo estándar para una economía abierta, se observaría que una elevación de la tasa de interés produciría una apreciación de la moneda y una disminución de la brecha del producto debido a la apreciación del cambio real, reforzándose así mutuamente ambos efectos en equilibrio. En el marco del modelo desarrollado en este trabajo, dichos efectos no necesariamente se refuerzan. Pueden incluso llegar a contrarrestarse mutuamente, debilitando así el canal de transmisión de la política monetaria.

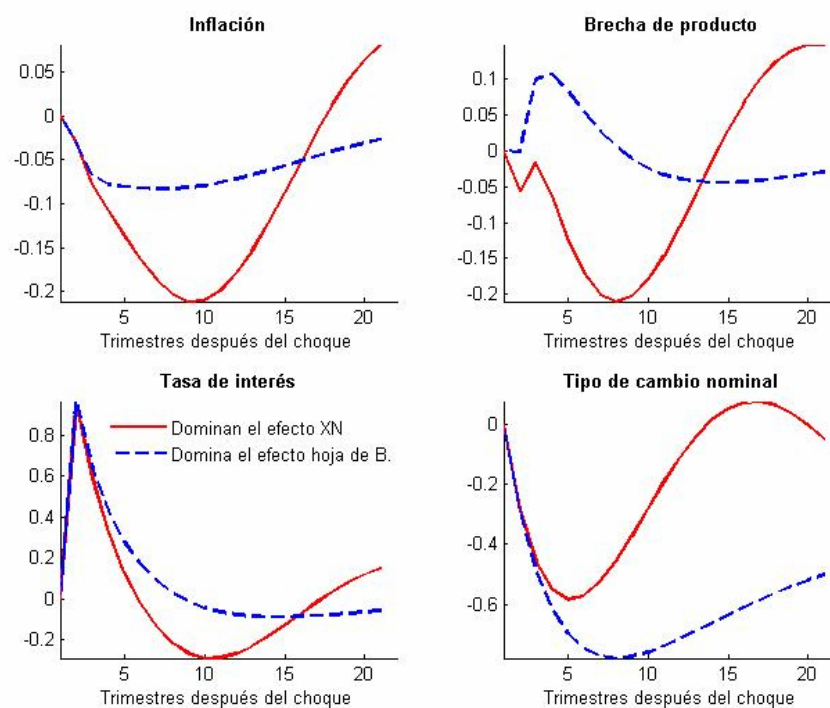
Bajo el modelo de hoja de balance (línea punteada), la efectividad de la política monetaria disminuye debido al efecto expansivo producido por la apreciación del tipo de cambio. Como se puede observar, la brecha del producto sigue siendo superior a cero durante casi un año luego de que se produce el movimiento de contracción de la tasa de interés. En consecuencia, tomando en cuenta la apreciación del tipo de cambio nominal y la expansión del producto, la inflación aún disminuye tímida y lentamente.

En suma, la presencia del efecto hoja de balance disminuye ciertamente la efectividad de la política monetaria pero no la anula. Es decir, la tasa de interés puede ser usada para controlar la inflación en el marco del actual régimen de MEI.

Es útil observar las correlaciones empíricas condicionadas que resultan ante la presencia de efectos hoja de balance. Principalmente, se observa que la correlación entre la tasa de interés y la brecha de producto sería positiva ante choques de política monetaria. Es más, en ejercicios de simulación de

diferentes choques (adicionales a choques de política monetaria) se tiende a encontrar una correlación negativa o cercana a cero. La relevancia de este comentario es que si los datos simulados por el modelo fueran utilizados para estimar sistemas de Vectores Autoregresivos (VARs), se encontraría precisamente que las correlaciones entre la tasa de interés y la brecha de producto son del “signo erróneo” es decir, positivas. Esto es precisamente lo que muchas estimaciones VARs han arrojado con datos verdaderos. Ante esto, se suele interpretar por ejemplo que la curva IS no se cumple en el Perú porque la correlación entre la brecha de producto y la tasa de interés no puede ser positiva. Como se ha visto en este ejercicio, un modelo neo-keynesiano con una demanda agregada (IS) y curva de Phillips bien definidas³⁰ pueden arrojar correlaciones “teóricamente” erróneas debido – en este caso – a la presencia de un efecto hoja de balance bastante marcado.

Gráfico 6: Respuestas ante un aumento de 100 puntos básicos en la tasa de interés en condiciones de parametrización del efecto hoja de balance y del efecto de las exportaciones netas sobre la demanda agregada



4. Conclusiones

El análisis realizado en el presente trabajo permite concluir:

- La evidencia sobre los rezagos de transmisión de la política monetaria en el Perú es mixta. No obstante, hay indicios de rezagos más amplios que podrían explicarse por el uso de la tasa de

³⁰ Donde la inflación dependa positivamente de la brecha del producto y la brecha del producto dependa negativamente de la tasa de interés.



interés como meta operativa. Esto significa que desde el momento en que la tasa de interés empezó a usarse como meta operativa, sus movimientos se hicieron más predecibles (bajó su volatilidad). Como enfatizan autores como Woodford() y Goodhart(), movimientos relativamente prolongados en un solo sentido (inercia) se pueden trasladar más fácilmente hacia las tasas de largo plazo y así afectar diferentes segmentos de la economía. Dicho de otra manera, el uso de la tasa de interés como meta operativa empezó a señalar mejor la política monetaria.

- El traspaso del tipo de cambio a la inflación es poco significativo –alrededor de 10 por ciento en un año-. Estos resultados son consistentes con otros resultados tanto para el caso peruano como para otros países. El documento presentado demuestra que una menor inercia cambiaria reduciría aún más el efecto traspaso.
- La evidencia relativa al canal del crédito es menos sólida, pero el rápido proceso de desdolarización que se ha observado recientemente debiera contribuir a fortalecerlo en el futuro.
- Existe incertidumbre respecto del efecto hoja de balance porque la evidencia no es concluyente. De existir tal efecto, lo más probable es que sea asimétrico y no lineal. Este fenómeno aún no se ha podido analizar debidamente desde una perspectiva empírica a falta de controles suficientes.
- Una menor dolarización financiera reforzará el canal monetario de la tasa de interés.

La dolarización financiera tiene dos efectos generales en la política monetaria. En primer lugar, requiere que las MEI sean adecuadamente diseñadas para controlar los riesgos inherentes a un entorno dolarizado. En segundo lugar, le resta efectividad a la política monetaria cuando el efecto hoja de balance es significativo.

Conviene resaltar que el mecanismo de transmisión es endógeno a cualquier política monetaria particular que se haya implementado; por ejemplo, el grado de intervención cambiaria modifica el mecanismo del efecto traspaso tanto en términos temporales como en términos de su fortaleza, es decir, un menor grado de intervención hará que el efecto traspaso sea más inmediato pero menor en intensidad.

Por otra parte, cuando el efecto hoja de balance predomina sobre el efecto de las exportaciones netas para determinar la demanda agregada, una política monetaria contractiva expande el producto en el primer año y sólo después de ese periodo reaparece el efecto de las exportaciones netas. En cuanto a la determinación de la inflación, la mayor demanda resultante tiende a atenuar las presiones a la baja provenientes de la apreciación cambiaria, induciendo así un pequeño efecto inflacionario.

El canal de tasas de interés no ha perdido total efectividad en el Perú porque la dolarización que existe no corresponde a la sustitución de monedas. La evidencia empírica recopilada demuestra que se puede transmitir un aumento de la tasa de interés a las tasas de interés de largo plazo en el mercado a través de las tasas *overnight* para el sistema bancario, lo cual finalmente incide sobre la demanda agregada y la



inflación. Sin embargo, finalmente es importante recalcar que una reducción de la dolarización financiera reforzaría tanto este canal como el canal crediticio del mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Referencias

- Amato J., y S. Gerlach** (2002), Inflation targeting in emerging market and transition economies: Lessons after a decade, *European Economic Review*, 46, 781-790.
- Armas, A. y F. Grippa** (2006), Targeting inflation in a dollarised economy: the Peruvian experience, En: *Financial Dollarisation: The Policy Agenda*. FMI.
- Azabache, P.** (2006), Efectos no lineales entre el riesgo cambiario crediticio y la depreciación, Mimeo, Banco Central de Reserva del Perú.
- Barajas, A. y R. Steiner** (2002), Credit stagnation in Latin America, Documento de Trabajo FMI 02/53.
- Berróspide, J. y J. Dorich** (2002), Aspectos microeconómicos de la restricción crediticia en el Perú, *Estudios Económicos N° 8*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Bigio, S. y J. Salas** (2006), Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú, Documentos de Trabajo 2006-08, Banco Central de Reserva del Perú.
- Bigio, S. y M. Vega** (2007), Monetary policy under uncertain exchange rate effects, Mimeo, Banco Central de Reserva del Perú.
- Bofinger, P. y T. Wollmershäuser** (2003), Managed floating as a monetary policy strategy, *Economics of Planning* 36, 81-109.
- Borio, C. y A. Filardo** (2006), Globalization and inflation, new cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation, Mimeo, Bank of International Settlements.
- Bringas, P. y V. Tuesta** (1997), El superávit de encaje y los mecanismos de transmisión de la política monetaria: una aproximación, *Estudios Económicos N° 1*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Carranza, L., J. Cayo y J. Galdón** (2003), Exchange rate volatility and economic performance in Peru: a firm level analysis, *Emerging Markets Review* 4 (2003), 472-496
- Carrera, C.** (2007), The bank lending channel in Peru: evidence and transmission mechanism, Mimeo, UC Santa Cruz.
- Castillo P. y J. Dorich** (2005), ¿Existe el efecto hoja de balance en Peru?: evidencia de datos por firmas, Mimeo, Banco Central de Reserva del Perú.
- Castillo P., C. Montoro y V. Tuesta** (2006), An Estimated Stochastic General Equilibrium Model with Partial Dollarization: A Bayesian Approach, Documento de Trabajo del Banco Central de Chile.
- De la Rocha, Javier** (1998), The transmission mechanism of monetary policy in Peru. In: *The transmission of monetary policy in emerging market economies*, Bank for International Settlements Policy Papers N° 3.
- Departamento de Modelos Macroeconómicos** (2007), El Modelo de Proyección Trimestral del BCRP, Documento interno del BCRP.
- Deutsche Bank** (2006), LATAM Exchange rate pass-through, Global Markets Research, July.



- Edwards, S.** (2006), The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited, Documento de Trabajo NBER N° 12163.
- Frankel, J., D. Parsley y W. Shang-Jin** (2005), Slow pass-through around the world: a new import for developing countries?, Documento de Trabajo NBER N° 11199.
- Grippa, F.** (2004), Measuring monetary policy in Peru, Mimeo, London School of Economics.
- Goodhart, C.** (2004), Gradualism in the adjustment of official interest rates: some partial explanations, FMG Special Paper, London School of Economics.
- Jiménez, R.** (2005), Ciclo financiero y acelerador cambiario en una economía con alta dolarización financiera, Mimeo, Corporación Financiera de Desarrollo.
- Lahura, E.** (2005), El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004, Documentos de Trabajo 2005-08, Banco Central de Reserva del Perú.
- Leiderman, L., R. Maino, E. y Parrado** (2006), Inflation targeting in dollarised Economies, IMF Working Paper N° 06/157.
- León, D.** (1999), La información contenida en los agregados monetarios en el Perú, *Estudios Económicos N° 5*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Loo-Kung, R. y M. Shiva** (2003), El efecto de la política monetaria en la dinámica de los préstamos bancarios: un enfoque a nivel de bancos, *Concurso de Jóvenes Economistas 2002-2003*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Miller, S.** (2003), Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002, *Estudios Económicos N° 10*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Morón, E. y D. Winkelried** (2005), Monetary policy rules for financially vulnerable economies, *Journal of Development Economics* 76, 23-51.
- Quispe, Z.** (2000), Política Monetaria en una Economía con dolarización Parcial: El Caso del Perú. *Estudios Económicos N° 6*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Quispe, Z.** (2001), Transmission mechanisms of monetary policy in an economy with partial dollarisation: the case of Peru, *BIS Papers N° 8*, 210-231, Bank of International Settlements.
- Rossini, R.** (2001), Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú. *Estudios Económicos N° 7*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Vega, M. y D. Winkelried** (2005), How does global inflation drag inflation in a small open economy?, Documento de Trabajo N° 2005-1, Banco Central de Reserva del Perú.
- Winkelried, D.** (2003), ¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado, *Estudios Económicos N° 10*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Winkelried, D.** (2004), Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú, *Estudios Económicos N° 11*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Woodford, M.** (1999), Optimal monetary policy inertia, Documento de Trabajo N° 7261, NBER.



Hechos estilizados de la economía peruana¹

Paul Castillo

paul.castillo@bcrp.gob.pe

Carlos Montoro

carlos.montoro@bcrp.gob.pe

Vicente Tuesta

vicente.tuesta@bcrp.gob.pe

1. Introducción

Reportar las características de los ciclos económicos se ha convertido en un ejercicio cotidiano en la macroeconomía a partir del trabajo de Kydland y Prescott (1981). Estos autores destacan la importancia de contar con un conjunto mínimo de hechos estilizados sobre los ciclos económicos que permitan validar los modelos que se utilizan para hacer análisis macroeconómico. A raíz de esta contribución, muchas investigaciones, tanto para economías desarrolladas como emergentes, se han avocado a esta tarea. Así por ejemplo, Kydland y Prescott (1986, 1990) reportan los hechos estilizados para la economía de Estados Unidos y por su parte, Backus Kehoe y Kydland (1992) hacen lo propio para un grupo de países desarrollados. En el caso de economías emergentes, destacan los trabajos de Kydland y Zarazaga (1997) y Neumeyer y Perri (2005) para la economía argentina, Bergoing y Suárez (1998) y Restrepo y Soto (2004) para la economía chilena, Agénor y Prasad (1999), Aguiar y Gopinath (2004), Calderon y Fuentes (2006) para un grupo de economías emergentes y Cáceres y Sáenz (2002) para la economía peruana.

Economías emergentes, como la peruana, que se caracterizan por una mayor exposición a cambios en su estructura económica, evidencian una menor estabilidad en sus ciclos económicos. Por ello, para este tipo de economías es importante considerar el impacto de los cambios en la estructura económica en la dinámica de los mismos. Para la economía peruana cambios estructurales particularmente relevantes son, por un lado, las reformas de inicios de los 90's que se orientaron a una mayor apertura comercial, un mayor desarrollo del mercado de capitales y financiero, una mayor flexibilidad en el

¹ Agradecemos a Francisco Grippa y a los participantes en el Encuentro de Economistas del BCRP 2006 por sus valiosos comentarios y sugerencias. Asimismo, agradecemos a Jorge Cerna y Diego Santa María por su excelente colaboración como asistentes de investigación. Los puntos de vista expresados en el presente documento son de responsabilidad exclusiva de los autores y en ningún caso reflejan la posición del Banco Central de Reserva del Perú.



mercado laboral, y una mayor eficiencia de la política monetaria y fiscal, y por otro lado, el cambio en el régimen monetario del año 2002².

Así, este trabajo busca contribuir a la discusión sobre los ciclos económicos, reportando los principales hechos estilizados de la economía peruana. Para ello, primero se documenta, a partir del comportamiento promedio de un conjunto de variables macroeconómicas, el cambio en la estructura de la economía peruana entre los periodos 1980-1993 y 1994-2005. Luego, se obtienen los componentes cíclicos de un amplio conjunto de variables macroeconómicas y se reportan sus volatilidades y comovimientos con el ciclo del producto. Para obtener el componente cíclico se emplea la metodología de Baxter y King (1999), que tiene la ventaja de permitir eliminar de las series tanto el componente tendencial como el irregular (de muy alta frecuencia). Adicionalmente, para evitar sesgos en la estimación del componente cíclico, se procede a expandir las series hacia adelante y hacia atrás antes de aplicar el filtro de Baxter y King, tal como lo sugieren Comin y Gertler (2005).

Cabe precisar que esta investigación constituye la primera etapa del proyecto MEGA-D, "Modelo de Equilibrio General Agregado con dolarización", el cual se encuentra en elaboración en la Subgerencia de Investigación Económica del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)³. La construcción de este modelo, MEGA-D, tiene como objetivo crear una herramienta adicional para realizar simulaciones de escenarios de política monetaria y fiscal, así como complementar otros modelos en términos de predicción de variables macroeconómicas clave⁴. Los resultados que se reportan en este documento se utilizarán para validar la estructura del modelo en mención.

Para destacar el efecto de las reformas estructurales en el comportamiento cíclico de la economía, se ha optado por dividir el período de estudio de la siguiente manera: para el grupo de variables reales se analizan los períodos 1979-1993 y 1994-2005, que corresponden a los años antes y después a las reformas estructurales, respectivamente. Por su parte, para el caso de las variables nominales, se consideran los períodos 1994-2001 y 2002-2005, que coinciden con el período anterior y posterior a la adopción del esquema de metas explícitas de inflación, respectivamente. Cabe precisar, que para el período 1980-1993 no se utiliza información de las variables nominales con la finalidad de evitar la distorsión en la medición de las volatilidades y comovimientos generada por las altas tasas de inflación registradas en este período.

Los resultados del trabajo se resumen a continuación:

² Ese año el Banco Central de Reserva del Perú adoptó el régimen de metas explícitas de inflación, y como instrumento operativo, la tasa de interés de corto plazo.

³ En esta línea, otros bancos centrales, en particular, los que han adoptado el régimen de inflación objetivo, vienen elaborando modelos similares con la finalidad de realizar simulaciones que ayuden a explicar las respectivas economías. Así, tenemos el BEQM (Bank of England Quarterly Model), TOTEM (modelo del Banco de Canadá), MAS (Modelo Agregado de Simulación del Banco de Chile) y el TyNo (Banco de Colombia). Ver Castillo, Montoro y Tuesta (2006) para una versión estimada preliminar y menos compleja del modelo de equilibrio general para el Perú.

⁴ Actualmente el BCRP utiliza un modelo semi-estructural para realizar proyecciones de inflación que es conocido como el MPT (Modelo de Proyección Trimestral). Para una documentación de las características de este modelo ver Luque y Vega (2003). Ver Castillo, Montoro y Tuesta (2006) para el uso del MPT en la estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana.



Luego de las reformas de los inicios de los 90s, se observan cambios importantes en la estructura de la economía entre los sub-periodos 1979-1993 y 1994-2005:

- La apertura comercial y financiera se ha incrementado. Así, por un lado el volumen de comercio y las exportaciones, medidos como porcentaje del producto bruto interno (PBI), pasaron en promedio de 24 y 12 por ciento a 34 y 16 por ciento, respectivamente entre estos dos sub-periodos. Por su parte, el flujo de la inversión directa extranjera como porcentaje del PBI se incrementó de 1,1 por ciento a 4,4 por ciento en dichos periodos.
- Las políticas fiscal y monetaria han sido más estables. Así, el déficit primario pasó en promedio de -0,9 a 0,6 por ciento como porcentaje del PBI y el crecimiento de la base monetaria pasó en promedio de 585 a 17 por ciento, respectivamente.
- Los mercados financieros y de capitales mostraron un mayor desarrollo. Esto se ha manifestado tanto en el nivel de la intermediación financiera como en la variedad de instrumentos financieros existentes. En términos de profundidad financiera, el crédito y la liquidez total del sistema bancario aumentaron en promedio de 9 y 12 por ciento a 21 y 22 por ciento como porcentaje del PBI, respectivamente.
- En respuesta a la liberalización financiera de los años 90, los niveles promedio de dolarización, tanto de la liquidez como del crédito del sistema financiero se incrementaron de 38,4, y 39,0 a 66,3 y 77,2 entre 1979-1993, y 1994-2005, respectivamente.

Estos cambios en la estructura de la economía peruana han generado una mayor dependencia de la actividad económica doméstica de factores externos. También han contribuido a aprovechar las ventajas del comercio internacional de bienes, servicios y capital. En particular se han ampliado las fuentes de financiamiento para la inversión. De otro lado, la mayor estabilidad monetaria y fiscal han permitido reducir la inflación a niveles internacionales y la volatilidad de las principales variables reales. Finalmente, el mayor desarrollo del mercado de capitales ha permitido una asignación más eficiente del ahorro y la inversión. Todos estos factores han generado cambios importantes en los hechos estilizados de los ciclos económicos. A continuación se describen los más importantes:

- Se identifican tres ciclos económicos completos en la economía peruana a lo largo del período 1979-2005. El primero de ellos, que se inicia en el primer trimestre de 1980 y termina en el primer trimestre de 1986, es el de menor duración, 6 años. El segundo se inicia el primer semestre de 1986 y finaliza el segundo trimestre de 1994, siendo el más volátil. Finalmente, el tercer ciclo corresponde al periodo comprendido entre el segundo trimestre de 1994 y el tercer trimestre de 2003, es de mayor duración, aproximadamente 9 años, y es el menos volátil.
- Para el periodo más reciente se observa una caída importante en la volatilidad de todas las variables macroeconómicas. En particular, la volatilidad del producto ha caído de 6 a 2 por ciento promedio trimestral. Asimismo, de los componentes del gasto agregado, el consumo privado es el que registra la mayor reducción en su volatilidad relativa. Estos cambios se explicarían por la mayor estabilidad en las políticas económicas y la mayor profundización de la intermediación financiera, que estaría facilitando un mayor suavizamiento intertemporal del consumo.



- El consumo y la inversión públicos han pasado de tener una correlación contemporánea con el ciclo del producto de 0,8 y 0,6 por ciento en el período 1980-1993 a 0,6 y 0,4 por ciento en el período 1994-2005.
- Como consecuencia de la mayor apertura comercial, se observa una mayor correlación positiva entre el consumo privado en la economía peruana y el nivel de actividad económica de los Estados Unidos. Asimismo, la correlación entre las exportaciones netas y los términos de intercambio revierte su signo, pasando de 0,5 en el periodo 1980-1993 a -0,4 por ciento en el periodo 1994-2005. Igualmente, la correlación de los términos de intercambio con el producto pasa de -0,5 a 0,7 por ciento entre estos mismos períodos, evidencia de una mayor importancia de este precio relativo en la determinación del ciclo económico.
- Las remuneraciones reales han pasado de ser altamente procíclicas a ser acíclicas. Para el periodo 1979-1993, la correlación entre el ciclo del producto y las remuneraciones reales alcanzaba 0,9, mientras que para el periodo 1994-2005 es cercana a cero.

Otra reforma importante que ha tenido impacto en los hechos estilizados de los ciclos económicos, sobre todo en las variables nominales, es la adopción tanto del régimen de Metas Explícitas de Inflación (MEI), como el uso la tasa de interés de corto plazo como instrumento operativo. Así, se reportan los siguientes cambios en los hechos estilizados:

- Reducción en la volatilidad de las variables nominales. En particular, la desviación estándar tanto de la inflación como de la tasa de interés de corto plazo pasaron de 6 y 5 por ciento a 1 y 0,5 por ciento, respectivamente, luego de la adopción del esquema de MEI.
- Cambio en la correlación entre la tasa de crecimiento de los agregados monetarios y la inflación, en particular, la correlación entre la tasa de crecimiento de la liquidez total y la inflación pasó de 0,9 a -0,04 entre los sub-períodos 1994-2001 y 2002-2005, respectivamente.
- Caída en los valores promedios de la inflación y la tasa de interés nominal, que pasaron de 8,4 y 13,4 por ciento a 1,9 y 3,1 por ciento entre ambos sub-periodos, respectivamente.
- Aumento en la correlación entre los niveles de precios y el producto, la cual pasó de 0,2 a 0,6. Esto último sería evidencia preliminar de que las fluctuaciones cíclicas de la economía peruana estarían siendo explicadas principalmente por choques de demanda en el período más reciente, tales como choques de términos de intercambio y de política fiscal.
- Cambio en la correlación entre la tasa de interés y el producto. De un valor negativo de -0,3 pasó a ser positiva 0,7. Esto último es consistente con una política monetaria más contracíclica a partir de la adopción del esquema de MEI.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se describe la metodología empleada para obtener los componentes cíclicos y se detallan los datos utilizados. En la tercera parte se reportan los hechos estilizados, tanto los referidos a los cambios estructurales como los correspondientes al ciclo económico. Finalmente, en la última sección se muestran las conclusiones.



2. Aspectos metodológicos y datos

Los ciclos económicos se definen como fluctuaciones recurrentes de la actividad económica alrededor de su tendencia de largo plazo. Usualmente se consideran como parte del ciclo económico sólo aquellas fluctuaciones de duración entre 6 y 32 trimestres⁵. Las fluctuaciones de duración mayor a 32 trimestres forman parte del componente tendencial de la serie, mientras que aquellas de duración menor a 6 trimestres corresponden al componente irregular⁶. Por ejemplo, sea y_t la variable bajo análisis y z_t , c_t y ℓ_t sus componentes no observables: el irregular, el cíclico y el de tendencia, respectivamente. Entonces la variable y_t puede representarse como:

$$y_t = z_t + c_t + \ell_t$$

Para extraer el componente cíclico (c_t), en la ecuación (2.1) hay que identificar cada uno de sus componentes. Sin embargo, puesto que ninguno de estos son observables, se requiere estimarlos. Para esto, se utilizan filtros estadísticos de diversos tipos. Entre los más utilizados se encuentran el filtro de Hodrick y Prescott, Filtros de Pases de Bandas, tendencias lineales y cuadráticas, modelos de Vectores Autorregresivos estructurales, el filtro de Kalman, entre otros.

En este trabajo se ha optado por utilizar un filtro de pases de bandas para extraer el componente cíclico, el filtro Baxter y King (1999). A diferencia de otros filtros comúnmente utilizados en la literatura, que sólo eliminan el componente de tendencia de la serie y no los componentes de alta frecuencia (como por ejemplo el filtro Hodrick y Prescott), el filtro de Baxter y King (BK en adelante) tiene la ventaja de extraer exactamente aquellas frecuencias que interesan analizar, en el caso de esta investigación, aquellas relacionadas a fluctuaciones de 6 a 32 trimestres.

El filtro de BK consiste en un promedio móvil centrado, en donde los pesos de cada observación (b_h) dependen de las frecuencias que se buscan extraer⁷.

$$Y_t^F = \sum_{h=-k}^k b_h y_{t-h}$$

El filtro ideal es un promedio móvil de orden infinito, que no puede aplicarse en la práctica debido limitada disponibilidad de información. Por ello, en su lugar se utiliza un filtro aproximado que limita el tamaño del promedio móvil a un valor finito k , el rezago de truncación.

⁵ Lucas (1977) define al ciclo económico como la desviación del producto bruto interno respecto a su tendencia o producto potencial. Esta concepción del ciclo económico difiere de aquella sugerida por Burns y Mitchell (1946), que definen el ciclo económico como fluctuaciones recurrentes pero no periódicas de un conjunto de variables agregadas.

⁶ El componente irregular incluye tanto el componente estacional como fluctuaciones irregulares, sin ningún patrón identificable.

⁷ Para mayores detalles sobre el filtro de Baxter y King (1995) ver el apéndice.



BK (1995) sugieren utilizar un rezago de truncación de tamaño 12 para series trimestrales. Otros autores sugieren valores más altos; por ejemplo, DenHaan (2005) sugiere, para series trimestrales, un valor de 20, para evitar sesgos en la estimación de las correlaciones.

Al escoger el valor k es necesario ponderar dos posibles efectos, por un lado, valores de k pequeños generan un filtro aproximado que difiere de manera importante del filtro ideal, pero se cuenta con mayor información. Por otro lado, para valores de k altos, el filtro aproximado se acerca al filtro ideal, pero se pierden más observaciones y por lo tanto se reduce el tamaño de la muestra, con lo que se pierde también el contenido de información del ciclo estimado.

En este trabajo se utiliza un valor k de 12 siguiendo la sugerencia de BK. Además, con la finalidad de evitar la pérdida de datos al inicio y final de la muestra, y de minimizar el sesgo en la estimación que esta pérdida genera, de manera similar a Comin y Gertler (2005), se procede a extender las series proyectándolas hacia adelante y hacia atrás, respectivamente. Para ello, se utilizan modelos univariantes de series de tiempo para las tasas de crecimiento de cada serie. Adicionalmente, se utiliza la técnica del Bootstrapping para generar niveles de significancia de las correlaciones estimadas y se utiliza la corrección de Forbes y Rigobon (2002) en el cálculo de las correlaciones para las submuestras analizadas⁸.

Para caracterizar los ciclos económicos, se reportan estadísticos tales como la volatilidad relativa de cada variable respecto a la volatilidad del producto, las correlaciones contemporáneas y cruzadas de las mismas con el producto, entre otros. Cuando la correlación contemporánea de una serie con el producto es cercana a 1 se dice que dicha serie es altamente procíclica, mientras que si este indicador es cercano a -1 se dice que la serie es contracíclica. Si la correlación toma valores cercanos a cero, la serie sería acíclica. De otro lado, si la máxima correlación cruzada con el producto ocurre " k " períodos con anterioridad se dice que la variable analizada precede la evolución del producto; por el contrario, si esta ocurre " k " períodos después se dice que la variable sigue la evolución del producto.

Para el análisis se utiliza información trimestral de más de 70 variables macroeconómicas de la economía peruana, tanto en términos reales como nominales. Los detalles de las variables utilizadas se presentan en el apéndice B. Para las variables reales se considera información comprendida entre

⁸ Con la finalidad de evitar el sesgo en la estimaciones de correlaciones cruzadas generado por cambios en las volatilidades entre muestras generan, Forbes y Rigobon (2002) sugieren utilizar la siguiente corrección en el cálculo de las correlaciones entre submuestras,

$$\rho^* = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{1-\rho^2}{\Delta} + \rho^2}}$$

donde, ρ representa la correlación entre las series en la submuestra, $corr(x,y)$ y Δ el cociente entre la varianza de x

en la submuestra y la varianza en la muestra total $\Delta = \frac{\sigma_{sub,x}^2}{\sigma_{tot,x}^2}$

1979.1-2005.4, en tanto que para las nominales se utiliza información del período comprendido entre 1994:1-2005:4. Cabe precisar que para el período 1980-1993 no se utiliza información de las variables nominales con la finalidad de evitar la distorsión en la medición de las volatilidades y comovimientos generada por las altas tasas de inflación registradas en este período.

3. Hechos estilizados

A continuación se reportan los hechos estilizados de la economía peruana. En la primera sub-sección se documenta el cambio en la estructura de la economía como consecuencia de las reformas estructurales y en la segunda sub-sección se describe ampliamente los ciclos económicos de la economía peruana.

3.1 La estructura de la economía

En esta sub-sección se reportan un conjunto de estadísticos que caracterizan la evolución promedio de la economía peruana en el periodo 1979-2005 con la finalidad de evaluar el impacto de los cambios estructurales más importantes de los inicios de los 90s en la economía peruana. Entre los estadísticos que se reportan se tiene: la composición por gasto del producto bruto interno, la participación de los factores de producción y la composición sectorial del PBI, indicadores de apertura comercial y financiera, y medidas del grado de integración con los mercados internacionales. Cabe señalar que estos estadísticos servirán como referencia para calibrar los parámetros de estado estacionario del modelo de equilibrio general que se encuentra en elaboración en el BCRP.

3.2.1 Componentes de demanda del PBI

Los cambios estructurales de inicios de los 90s han tenido un efecto diferenciado sobre los distintos componentes del PBI. El consumo privado es el componente más importante del gasto agregado. Ha representado en promedio, entre 1979 y 2004, el 72 por ciento del PBI. Además, ha mantenido una participación relativamente estable durante el periodo muestral. Esta participación es mayor a la que se observa en otros países de la región, como Chile, o en economías desarrolladas, como los Estados Unidos, en donde este indicador alcanza el 63 y 69 por ciento, respectivamente.

Por su parte, la inversión privada ha representado en promedio 14,7 por ciento entre 1979-2005. Es uno de los componentes del PBI que mayor participación ha ganado después de las reformas, pasando de representar 12,7 a 16,8 entre los periodos 1979-1993 y 1994-2005. Esta dinámica se puede explicar, en parte, por la mayor apertura de la economía, que ha permitido mayores y más diversas fuentes de financiamiento para la inversión, y también por un clima de mayor estabilidad macroeconómica, como consecuencia de políticas fiscal y monetaria más prudentes, lo que reduce la incertidumbre sobre los retornos futuros de la inversión.



Asimismo, tanto las importaciones como las exportaciones muestran un comportamiento marcadamente diferenciado entre el periodo 1994-2005 y el periodo 1979-1993. Así, las exportaciones han pasado de representar 12 por ciento del PBI en el periodo 1979-1993 a 19 por ciento en el último quinquenio (2001-2005). Una evolución similar ha mostrado la participación de las importaciones, que ha pasado de 12 a 17 por ciento entre los mismos periodos.

Esta evolución de las exportaciones e importaciones reflejaría, además de los beneficios de la apertura comercial de inicios de los 90s, un mayor acceso a nuevos mercados para los productos de exportación, que en parte se ha favorecido por la firma de una serie de acuerdos comerciales como la Ley de Promoción Andina y de erradicación de Drogas, APTDEA (por sus siglas en inglés), firmado con los EE.UU, nuestro mayor socio comercial.

**Tabla 1: Composición del producto bruto interno por tipo de gasto
Perú, datos trimestrales 1979.1-2005.3
(En porcentajes)**

	Periodo			
	1979-1993	1994-2005	2001-2005	Promedio
Consumo	71,3	71,8	71,4	71,5
Inversión	12,7	16,8	14,7	14,7
Gasto Público	15,8	13,0	12,0	13,6
Exportaciones	11,5	15,9	18,7	15,3
Importaciones	12,2	17,8	17,2	15,7

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

Elaboración propia

Por su parte, el gasto público es el único componente del PBI que ha mostrado una reducción progresiva en su participación en el gasto agregado, pasando de representar casi 16 por ciento del PBI en el periodo 1979-1993 a 12 por ciento en el periodo 2001-2005. Esta evolución del gasto público se explica por el efecto del programa de privatizaciones a inicios de los 90s que permitió una progresiva reducción de la participación del Estado en la actividad productiva.

En resumen, se observa un cambio importante en la estructura del gasto agregado a partir de 1994. En particular, tanto las exportaciones, importaciones e inversión privada han ganado participación, mientras que el gasto público ha perdido importancia relativa.

3.2.2 Componentes de oferta del PBI

En la tabla 2 se muestran los componentes de la producción por sectores económicos. El sector dedicado a la producción de bienes primarios incluye los sectores agropecuario, pesca, minería, hidrocarburos y manufactura de procesamiento de recursos primarios. Este sector constituye en promedio el 25 por ciento del valor bruto de la producción para toda la muestra. Por otro lado, el sector dedicado a la producción de bienes transables, el cual incluye, adicionalmente a la producción de bienes primarios, la manufactura no primaria , electricidad y agua, constituye alrededor de 41 por

ciento en promedio. Asimismo, el sector más importante en la composición de la producción es el sector servicios, el cual representa el 42 por ciento de la producción total.

Durante los últimos 25 años la estructura productiva ha sido casi estable, a excepción del crecimiento de los sectores primario y transable, los cuales han pasado de representar 24 y 40 por ciento en el periodo 1979-1993 a representar 30 y 45 por ciento en el último quinquenio. Estos indicadores muestran que el Perú tiene una estructura productiva concentrada en los sectores servicios y primario, entre los cuales se consolida un 75 por ciento del total de la producción en el último quinquenio.

**Tabla 2: Composición del valor bruto de producción por sectores económicos
Perú, datos trimestrales 1979.1-2005.3**
(En porcentajes)

	Periodo			
	1979-1993	1994-2005	2001-2005	Promedio
Primario	24	28	30	25
No primario	76	72	70	75
Transables	40	44	45	41
No transables	60	56	55	59
Memo				
Servicios	44	41	41	42

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

Elaboración: propia

La tabla 3 muestra algunos indicadores de crecimiento económico para Perú. Durante todo el periodo la tasa de crecimiento promedio anual del producto ha sido de 2,4 por ciento, la cual, considerando una tasa de crecimiento promedio anual de la población de 2 por ciento, constituye una tasa de crecimiento promedio anual del producto per cápita de 0,4 por ciento. Cabe mencionar que los datos sugieren que la tasa de crecimiento del producto se encuentra inversamente relacionada con su volatilidad: en periodos de mayor estabilidad se aprecia un mayor crecimiento económico. Así, durante 1979-1983 la tasa de crecimiento promedio anual fue de 0,7 y la volatilidad fue de 7,2 por ciento, mientras que en el último quinquenio la tasa de crecimiento aumentó a 4,1 y la volatilidad disminuyó a 2,4 por ciento⁹.

⁹ Hnatkowska y Loayza (2003) ofrecen evidencia empírica para un amplio grupo de países de una relación negativa entre volatilidad y crecimiento del producto. Asimismo, Fatas y Mihov (2005) muestran evidencia de la existencia de una relación negativa entre volatilidad fiscal y crecimiento económico.



Tabla 3: Indicadores de Crecimiento Económico
Perú, datos anuales 1979-2005
(En porcentajes)

	Periodo			
	1979-1993	1994-2005	2001-2005	Promedio
Tasa de crecimiento del producto	0,66	4,53	4,11	2,38
Tasa de crecimiento de la población	2,27	1,64	1,51	1,99
Tasa de crecimiento producto per cápita	-1,59	2,85	2,57	0,38
Volatilidad de la tasa de crecimiento del producto	7,17	3,83	2,4	6,14

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

Elaboración: propia

3.2.3 Apertura comercial y financiera

La economía peruana se caracteriza por ser una economía pequeña y abierta. Es pequeña en el sentido de que las políticas domésticas tienen un impacto mínimo sobre las economías desarrolladas, los bloques comerciales y sobre las economías de la región. Por otro lado, se considera una economía abierta puesto que la economía peruana intercambia con el resto del mundo bienes, servicios y activos financieros. En este contexto, es fundamental analizar las fluctuaciones económicas y los posibles cambios estructurales desde una perspectiva internacional, para así entender cómo los choques externos tanto de precios y cantidades alimentan la dinámica de las principales variables macroeconómicas domésticas. En esta sub-sección se describe el comportamiento promedio de las principales variables externas para el período 1980-2005, enfatizando los cambios observados entre dos sub-muestras, 1980-1993 y 1994-2005. En la tabla 4 se reportan los valores promedio por sub-muestras de algunas variables relevantes en el entorno internacional. Asimismo, en la figura 1 se grafica el nivel de las variables para el período 1980-2005.

En el panel (a) de la figura 1 se reporta el desempeño de la cuenta corriente como porcentaje del PBI para el período 1980-2005. Se observa que luego de largos déficits durante los 80 e inicios de los 90, la cuenta corriente ha empezado a revertir esta tendencia, alcanzando una situación equilibrada en el año 2005. Asimismo, es notoria la mayor volatilidad de la cuenta corriente durante el período 1980-1993.

**Tabla 4: Variables Internacionales**

Datos Promedios por sub muestras 1/

	Periodo			
	1980-1993	1994-2005	2000-2005	Promedio
Déficit en Cuenta Corriente	-5,5	-4,0	-1,7	-3,7
Comercio (Exp. + Imp.)	23,6	33,6	35,4	30,9
Tipo de Cambio Real	235,2	101,9	102,6	146,5
Términos de Intercambio	130,2	95,9	91,6	105,9
Pasivos Externos Netos	46,7	40,6	41,6	43,0
Pasivos Externos	79,6	72,2	75,2	75,7
Activos Externos	20,4	27,2	28,5	25,4
Ahorro Privado	17,7	19,1	19,5	18,8
Ahorro Público	-1,4	2,3	0,7	0,5
Ahorro-Inversión Públicos	-7,7	-1,7	-2,8	-4,0
Inversión Directa Extranjera	1,1	4,4	3,8	3,1

1/ Todas las variables, con excepción del tipo de cambio real y los términos de intercambio, son expresadas como porcentaje del PBI.

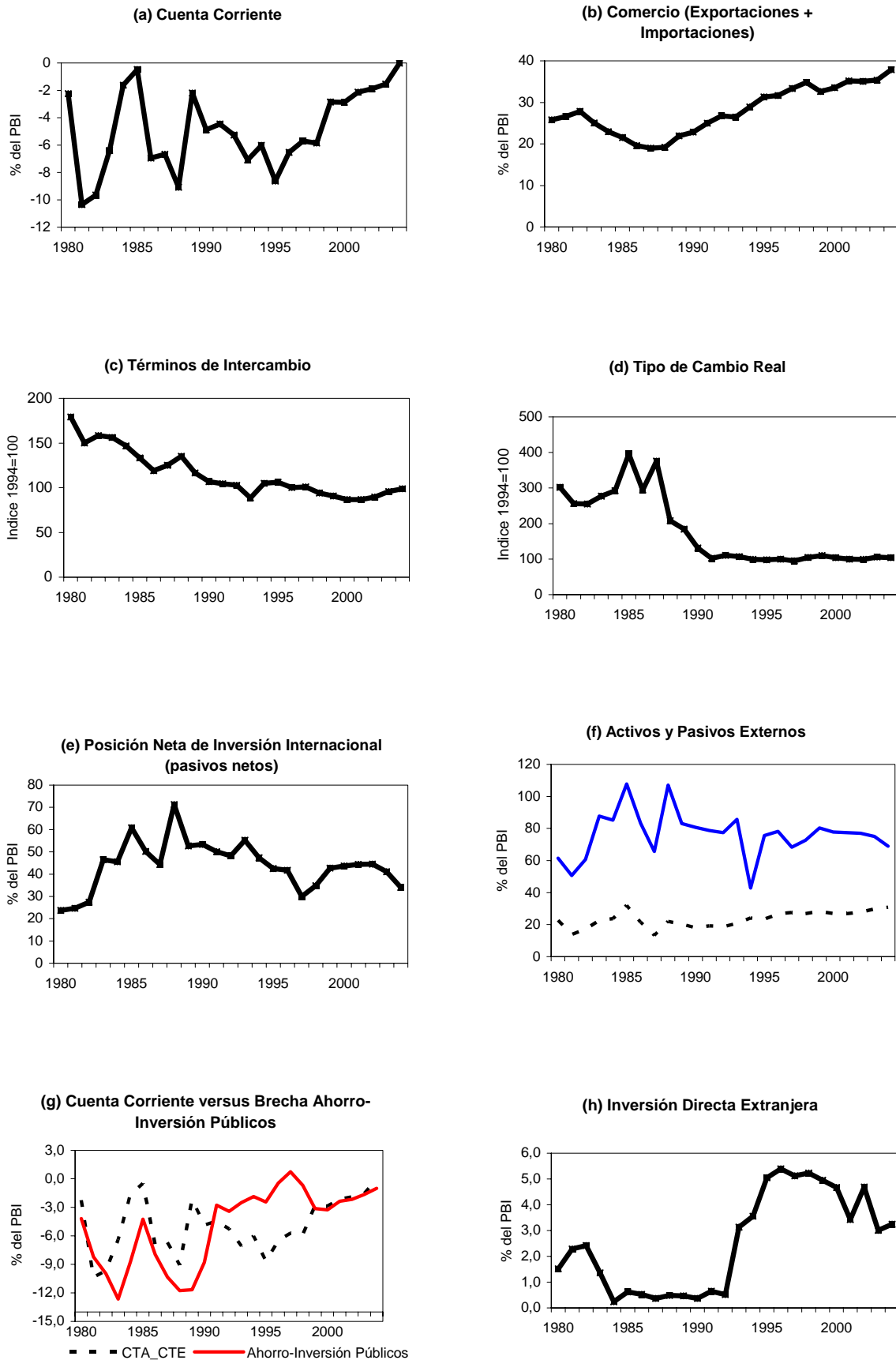
El déficit en cuenta corriente promedio anual se ha reducido, pasando de 5,5 por ciento como porcentaje del PBI en el período 1980-1993 a 4,0 por ciento entre 1994 - 2005. La mejora de la cuenta corriente durante los 90 estuvo muy vinculada, en alguna medida, a la liberalización comercial iniciada en el año 1991. La apertura y liberalización comercial han continuado a la fecha lo cual es consistente con el menor déficit en cuenta corriente entre 2000-2005 (1,7 por ciento) y el mayor comercio en los últimos años. Así, en el panel (b) de la figura 1 se muestra la tendencia creciente en el volumen de comercio para el período 1980-2005. Se observa que (tabla 4) el volumen comercializado internacionalmente por el Perú pasó de 23,6 por ciento entre 1980-1993 a 33,6 por ciento entre 1994-2005.¹⁰ Finalmente, acompañado a las altas restricciones al comercio internacional durante los 80s, se observa un empeoramiento persistente en los términos de intercambio durante el período 1980-1993, afectando al comercio durante el referido período (ver panel (c) de la figura 1)¹¹.

¹⁰ En este sentido, la firma de tratados de libre intercambio comercial favorecerían la expansión del comercio internacional. Chang, Kaltani y Loayza (2005) señalan que para obtener un efecto positivo de la liberalización comercial sobre el crecimiento económicos es necesario complementariedades en las reformas. Ellos muestran que mayor apertura implica mayor crecimiento cuando la inversión en educación es mayor y los mercados financieros son más profundos.

¹¹ Entre 1980 y 1993 los términos de intercambio se redujeron en alrededor de 50 por ciento.



Figura 1: Evolución de Indicadores Internacionales (1980-2004)





Los prolongados déficit en cuenta corriente durante los 80s se tradujeron en un alto nivel del tipo de cambio real así como en un deterioro de la posición neta de inversión internacional (pasivos menos activos internacionales), en comparación con los períodos más recientes. Es así que los pasivos externos netos internacionales durante el período 80-93 exhiben una tendencia creciente y errática, la cual se revierte a partir del año 1994 (ver panel (e) de la figura 1)¹². En cuanto al tipo de cambio real, su nivel promedio anual durante 1980-1993 fue superior al de 1994-2005. Es de señalar que la mejora en el balanza de la cuenta corriente en los últimos años se ha reflejado en una disminución de los pasivos externos (línea sólida del panel (f)) y en una ligera tendencia creciente de los activos externos (línea inter cortada del panel (f)). Los beneficios de la globalización de los mercados financieros han permitido que la economía peruana, en los últimos años, mejore su posición neta de activos internacionales y al mismo tiempo mantenga una posición neta deudora sin que esto último implique un ajuste brusco del tipo de cambio real¹³.

Cabe resaltar que la política fiscal en la economía peruana ha jugado un rol dominante en gran parte del período analizado. Por definición, la cuenta corriente debería igualar a la suma de la brecha ahorro-inversión del sector público con la brecha ahorro-inversión del sector privado. Como lo muestra el panel (g) de la figura 1, la brecha ahorro-inversión pública (línea sólida) acompaña muy de cerca a la dinámica de la cuenta corriente durante los 80s (línea inter cortada). De esta forma, brechas fiscales negativas y volátiles impulsaron, en gran medida, los pronunciados déficit en cuenta corriente de los 80s. Así, el valor promedio de la brecha pública para el período 1980-1993 fue de -7,7 por ciento del PBI en tanto que en los 90s la misma disminuye significativamente, con un valor promedio negativo de -1,7 por ciento del PBI consistente con el menor déficit en cuenta corriente (ver Tabla 4). Durante los 90s esta dinámica ha cambiado. En el panel (g) se verifica que la brecha pública se ha reducido en los 90s (menos negativa) y además es menos volátil.

Otro comportamiento a resaltar es el importante aumento de la inversión bruta privada durante el período 1994-2005. La inversión bruta privada en promedio pasó de representar 12,7 por ciento del PBI en el período 1980-1993 a 17 por ciento en el período más reciente. Parte importante de este incremento está asociado al aumento significativo de la inversión directa extranjera (IDE). A partir de 1990 la IDE se ha incrementado rápidamente. En el panel (h) de la figura 1 se observa la tendencia creciente del IDE en los últimos años. La IDE extranjera pasó de representar en promedio 1,1 por ciento del PBI en el período 1980-1993 a 4,4 por ciento en 1994-2005.

¹² Pasó de representar el 24 por ciento del PBI en 1980 a 55 por ciento del PBI en 1993.

¹³ Por el contrario, una de las preocupaciones de la economía americana son los grandes déficits de cuenta corriente de la mano con una reducción de activos externos netos. Algunos estudios muestran que esta situación no es sostenible y que podría llegar a una depreciación importante del dólar de Estados Unidos en términos reales para balancear la cuenta corriente. Por ejemplo, Obstfeld y Rogoff (2005) muestran que una reducción del déficit en cuenta corriente de 3 por ciento implicaría un aumento del tipo de cambio real de 30 por ciento. Blanchard, Giavazzi y Sa (2005) señalan que el ajuste en el tipo de cambio real puede ser inclusive mayor al 30 por ciento. La preocupación para la economía peruana debería enfocarse en cómo el ajuste del tipo de cambio real puede afectar las economías emergentes.



En resumen, la economía peruana ha experimentado un cambio importante en términos de apertura comercial y financiera. Estos cambios repercutirán en la dinámica de corto plazo de la economía y serán útiles para entender las fluctuaciones de la economía peruana en los períodos más recientes.

3.2.4 Política fiscal y monetaria

En la tabla 5 se reportan los principales indicadores de gestión del Sector Público No Financiero. Durante todo el periodo muestral se observa que el resultado primario en promedio ha sido negativo en -0,4 por ciento del PBI, explicado principalmente por el déficit de las empresas públicas. Por otro lado, la presión tributaria y la inversión pública han sido en promedio 13,3 y 5,6 por ciento del PBI, respectivamente. Es importante mencionar que durante los últimos años la política fiscal ha mantenido menores desbalances y el sector público ha disminuido su tamaño. Así, el resultado primario pasó de ser negativo en 0,9 por ciento del PBI en 1979-1993 a ser positivo en 0,5 por ciento del PBI en el último quinquenio, resultado que estuvo explicado principalmente por un mejor desempeño de las empresas públicas. Además, la inversión pública pasó de representar el 6,2 por ciento del PBI durante 1979-1993 a representar el 2,9 por ciento del PBI.

Tabla 5: Operaciones del sector público no financiero
Perú, datos promedio del período 1979-2005
(En porcentajes del PBI)

	Periodo			Promedio
	1979-1993	1994-2005	2001-2005	
Resultado primario	-0,9	0,6	0,5	-0,4
Gobierno General	0,7	0,5	0,5	0,6
Empresas Públicas	-1,7	0,1	0,1	-1
Intereses	6,2	2,5	2,1	5
Resultado Económico	-7,1	-1,9	-1,6	-5,4
Presión Tributaria	13,2	13,2	12,9	13,3
Inversión Pública	6,2	3,8	2,9	5,6

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

Elaboración: propia

La política monetaria también muestra un cambio importante. En la tabla 6 se presentan dos indicadores que miden la eficiencia de la política monetaria: la tasa de inflación promedio y la tasa de crecimiento de la base monetaria. Una política monetaria eficiente es aquella que cumple con mantener la inflación en niveles bajos y estables. Como se observa en las dos primeras filas de la tabla 6, durante el periodo 1979-1993, los resultados de la política monetaria fueron bastante deficientes. La



inflación promedio para todo este periodo alcanzó 882 por ciento, mientras que la tasa de crecimiento de la base monetaria, fue de 585 por ciento. Luego del programa de estabilización de inicios de los 90s, esta situación se revirtió de manera importante. Para el periodo 1994-2005, tanto la inflación como la tasa de crecimiento de la base monetaria se redujeron de manera substancial. Así, la inflación promedio para este periodo alcanzó un valor de 5,5 por ciento, mientras que la tasa de crecimiento de la base monetaria se redujo a 17 por ciento.

Asimismo, en enero de 2002 el Banco Central de Reserva del Perú adoptó el esquema de metas explícitas de inflación como estrategia de política monetaria¹⁴. Este cambio en el régimen de política monetaria también ha tenido efectos importantes, especialmente en el comportamiento de las variables nominales. En particular, el promedio de la inflación se ha reducido a niveles muy cercanos al nivel meta de 2,5 por ciento.

Tabla 6: Política monetaria e intermediación financiera

Perú, datos promedio anuales 1979-2005

(En porcentajes)

	Periodo			
	1979-1993	1994-2005	2001-2005	Promedio
Indicadores de política monetaria				
(Variaciones anuales)				
Inflación	881,9	5,5	1,5	492,4
Tasa de crecimiento de la base monetaria	584,6	16,9	10,1	332,7
Indicadores de profundidad financiera				
(porcentajes del PBI)				
Circulante	2,3	2,2	2,5	2,3
Dinero	4,4	3,7	4,1	4
Liquidez en moneda nacional	7,5	7,4	8,7	7,9
Liquidez total	12,2	22,1	24,6	19,6
Crédito en moneda nacional	5,6	4,5	4,7	4,9
Crédito total	8,9	20,6	21,8	17,1
Indicadores de dolarización				
Dolarización de la liquidez	40	70	60	60
Dolarización del crédito	40	80	80	60

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

Elaboración: Propia

¹⁴ Durante el periodo 2002-2006 el Banco Central de Reserva del Perú mantuvo una meta de inflación de 2,5 por ciento, con un margen de tolerancia de un punto porcentual hacia arriba (3,5 por ciento) y hacia abajo (1,5 por ciento). A partir de 2007 la meta de inflación se encuentra centrada en 2 por ciento, manteniendo el margen de tolerancia de un punto porcentual a ambos lados.



Otro efecto importante, tanto de las reformas estructurales, en particular la liberalización del mercado financiero, como del programa de estabilización de inicios de los 90s, ha sido el aumento en los niveles de intermediación financiera. Así, como se muestra en la tabla 6, los niveles de liquidez y de crédito totales han aumentado de 12,2 y 8,9 por ciento del PBI en promedio para el periodo 1979-1993 a 22,1 y 20,6 por ciento en el periodo 1994-2005.

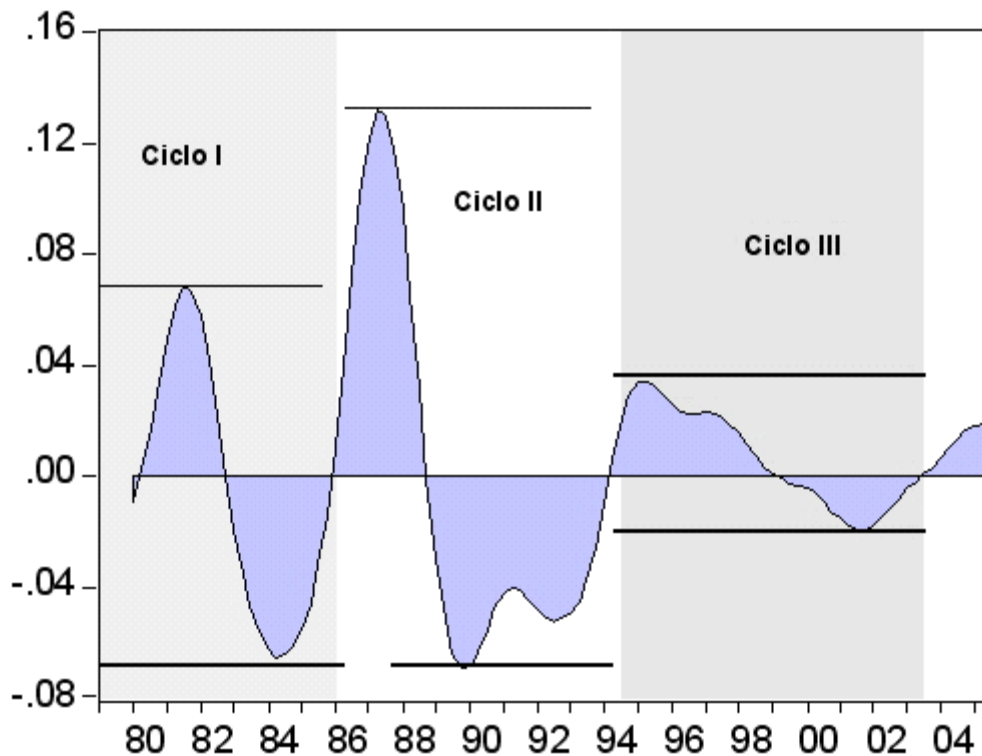
Sin embargo, estos aumentos en la intermediación financiera se han dado, principalmente, en el segmento de intermediación de moneda extranjera. Así, durante el periodo 1994-2005, el crédito y la liquidez en moneda extranjera se han incrementado, como porcentaje del producto, en mayor medida que los correspondientes en moneda nacional. Como consecuencia de ello, los niveles de dolarización tanto del crédito como de la liquidez del sistema bancario han aumentado de 40 por ciento en el periodo 1979-1993 a niveles cercanos al 70 por ciento en el periodo 1994-2005. Sólo recientemente, a partir de la adopción del esquema de MEI, se ha observado una tendencia marcada a una reducción en los niveles de dolarización, principalmente en la liquidez. Así, el nivel de dolarización de la liquidez pasó de 70 por ciento en promedio entre 1994-2005, a 60 por ciento en promedio entre 2001-2005.

3.2 El ciclo económico en el Perú

El ciclo económico en el Perú ha mostrado un comportamiento bastante diferenciado entre 1979 y 2005. Tal como se observa en la figura 2, éste era bastante volátil durante los años 80s, con una desviación estándar promedio de 7 por ciento, mientras que durante los 90s y 2000s ha mostrado un patrón más estable, reduciendo su volatilidad de manera importante. Así, su desviación estándar se redujo a 2 por ciento y 1,4 por ciento en los subperiodos 1993-2001 y 2001-2005, respectivamente.

Entre los años 1979 y 2005 es posible distinguir tres ciclos completos. El primero de ellos, que se inicia el primer trimestre de 1980 y termina el primer trimestre del 1986, es el de menor duración, 6 años, y tiene una amplitud de 13,5 por ciento¹⁵. El segundo, se inicia el primer semestre de 1986 y finaliza el segundo trimestre de 1994, es el más volátil y tiene una amplitud de 20 por ciento. Finalmente, el tercer ciclo corresponde al periodo comprendido entre el segundo trimestre de 1994 y el tercer trimestre de 2003, es de mayor duración, aproximadamente 9 años, y es el menos volátil, con una amplitud de 5,5 por ciento.

¹⁵ Denominamos amplitud a la diferencia entre el valor máximo y mínimo del ciclo.

Figura 2: El ciclo económico en el Perú

Esta reducción en la volatilidad del ciclo económico en el Perú refleja una menor volatilidad de las fuentes de fluctuaciones, fundamentalmente aquellas asociadas a políticas fiscal y monetaria, y cambios en la estructura de la economía, asociados a una mayor apertura comercial y en la cuenta de capitales, las que han inducido una mayor capacidad de los agentes en la economía para suavizar consumo. Así, a diferencia de los 80s, periodo en el cual tanto la política monetaria como fiscal mostraron comportamientos bastante erráticos, estas políticas se han caracterizado por ser mucho más estables en los 90s y la década del 2000. Igualmente, como se mostró en la sección anterior, la economía es más abierta y el nivel de profundidad del sistema financiero, medido por sus volúmenes de intermediación, ha aumentado de manera significativa.

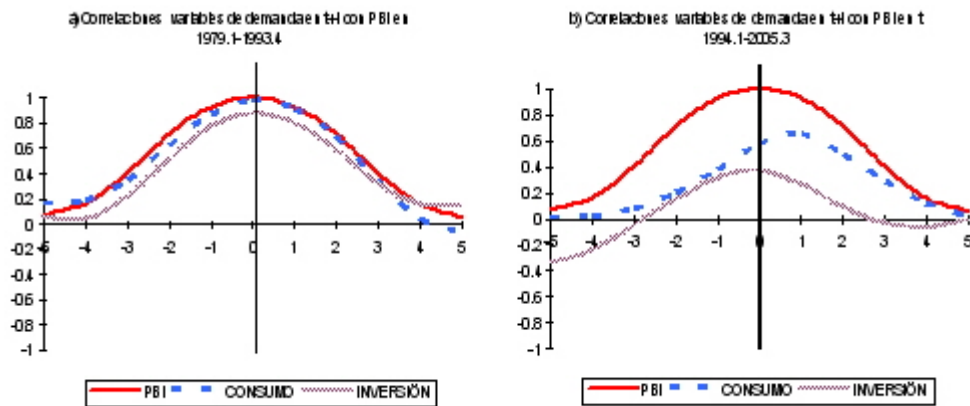
3.2.1 Variables de gasto agregado

Tal como muestra la tabla 7, en el periodo 1979.1-2005.3 casi todos los componentes del gasto agregado resultan ser altamente procíclicos, con excepción de las exportaciones las que muestran un patrón acíclico. El consumo privado, la inversión privada y el consumo público son las variables que muestran las correlaciones más altas con el ciclo del producto: 0,95, 0,85 y 0,79, respectivamente¹⁶.

¹⁶ Los datos de consumo incluyen tanto bienes durables como perecibles.

Destaca también la alta correlación de la inversión pública con el ciclo del producto, patrón que reflejaría un carácter prócíclico de la política fiscal y no contracíclico como se esperaría al utilizarlo como un mecanismo estabilizador del ciclo económico. Por su parte, las importaciones son también altamente próciclicas, con una correlación contemporánea con el producto de 0,80.

Figura 3: Correlaciones dinámicas



Por sub-periodos, se observan cambios importantes en los patrones del ciclo económico. Así, como grafica la figura 3, la correlación contemporánea del consumo privado con el ciclo económico ha disminuido de manera importante, pasando de 0,95 en el periodo 1979-1993- panel (a) a cerca de 0,58 por ciento en el periodo 1994:1-2005:3, panel (b) de la figura 3. Este cambio en la correlación entre el consumo y el producto podrían indicar una mayor capacidad de las familias y empresas en el Perú para suavizar consumo, resultado de un mayor grado de profundidad financiera y de un mayor acceso de la economía Peruana a los mercados financieros internacionales.

Lo mismo ocurre con la correlación del consumo y la inversión pública que, como muestran los paneles (a) y (b) de la figura 4, ha pasado de 0,88 a 0,37 y de 0,57 a 0,27 entre los mismos periodos. Este último resultado, indicaría un carácter cada vez menos prócíclico de la política fiscal, y por lo tanto un rol estabilizador cada vez mayor de la misma.

Figura 4: Correlaciones Dinámicas

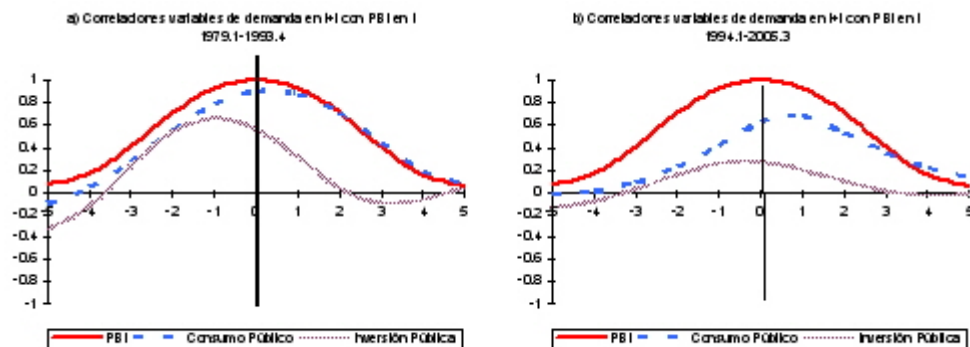




Tabla 7: Comportamiento del Ciclo de los Componentes del Gasto Agregado, la Oferta y Variables Externas Estadísticos Calculados con el Filtro de Baxter & King*

Trimestral, 1979:I – 2005:III

Variables (x)	Volatilidad Relativa al PBI	Correlación Cruzada del PBI real con										
		x(t-5)	x(t-4)	x(t-3)	x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)	x(t+3)	x(t+4)	x(t+5)
<i>Gasto Agregado</i>												
Producto Bruto Interno	1,00	0,04	0,12	0,33	0,62	0,89	1,00	0,89	0,62	0,33	0,12	0,04
Consumo Privado	0,99	0,12	0,14	0,28	0,53	0,80	0,95	0,88	0,62	0,30	0,06	-0,05
Inversión Privada	2,82	-0,08	0,03	0,21	0,46	0,71	0,85	0,83	0,65	0,40	0,18	0,07
Consumo Público	1,40	-0,01	0,00	0,15	0,42	0,69	0,81	0,72	0,49	0,25	0,12	0,11
Inversión Pública	2,42	-0,25	-0,10	0,16	0,42	0,53	0,47	0,27	0,06	-0,06	-0,05	0,02
Exportaciones	0,90	-0,04	0,02	0,12	0,16	0,08	-0,09	-0,26	-0,32	-0,25	-0,11	0,00
Importaciones	2,21	-0,09	-0,03	0,11	0,35	0,62	0,80	0,80	0,63	0,38	0,16	0,06
<i>Oferta</i>												
Sector Primario	0,73	0,07	0,10	0,24	0,44	0,58	0,53	0,32	0,05	-0,16	-0,20	-0,12
Sector No Primario	1,05	0,03	0,10	0,30	0,59	0,87	0,99	0,90	0,64	0,35	0,15	0,07
Transable	1,08	0,06	0,13	0,34	0,63	0,88	0,97	0,84	0,55	0,25	0,05	-0,02
No transable	0,90	0,02	0,09	0,29	0,58	0,86	0,98	0,88	0,62	0,33	0,15	0,09
Tasa de desempleo 1/	2,47	-0,09	-0,23	-0,39	-0,53	-0,60	-0,58	-0,49	-0,37	-0,26	-0,16	-0,07
Stock de capital 2/	0,19	-0,34	-0,42	-0,47	-0,51	-0,53	-0,51	-0,44	-0,32	-0,15	0,05	0,23
Remuneraciones												
Empleados 3/	2,94	0,15	0,16	0,27	0,47	0,67	0,77	0,73	0,57	0,39	0,26	0,17
Obreros 4/	2,65	-0,02	0,08	0,25	0,48	0,70	0,81	0,78	0,64	0,46	0,31	0,20
Productividad Marginal del Capital 2/	0,97	0,05	0,12	0,22	0,38	0,60	0,82	0,95	0,93	0,75	0,50	0,25
<i>Variables externas</i>												
Tipo de cambio real 2/	2,03	0,25	0,18	0,16	0,19	0,27	0,34	0,40	0,42	0,40	0,33	0,22
Términos de Intercambio (Fisher) 2/	1,01	-0,25	-0,32	-0,39	-0,42	-0,39	-0,29	-0,13	0,05	0,21	0,31	0,35
Exportaciones netas 2/	0,10	0,11	0,08	0,02	-0,14	-0,38	-0,62	-0,73	-0,66	-0,43	-0,14	0,07
Pasivos Externos Netos 5/	0,48	-0,26	-0,30	-0,31	-0,27	-0,18	-0,04	0,10	0,21	0,26	0,25	0,18
Cuenta Corriente 2/	0,16	-0,11	-0,14	-0,11	-0,11	-0,20	-0,37	-0,53	-0,58	-0,50	-0,33	-0,14

1/ Muestra comprendida entre 1980.I - 2004.IV

2/ Muestra comprendida entre 1980.I - 2005.III

3/ Muestra comprendida entre 1986.I - 2002.IV

4/ Muestra comprendida entre 1980.I - 2002.IV

5/ Muestra comprendida entre 1980.I - 2005.II

* Las variables en negrillas son estadísticamente significativas al 10 por ciento de confianza. Las desviaciones estándares se han construido mediante Bootstrapping. Para cada correlación se han utilizado 10000 simulaciones.



Tabla 8: Comportamiento del Ciclo de los Componentes del Gasto Agregado, la Oferta y Variables Externas Estadísticos Calculados con el Filtro de Baxter & King *
Trimestral, 1979:I – 1993:IV

Variables (x)	Volatilidad Relativa al PBI	Correlación Cruzada del PBI real con										
		x(t-5)	x(t-4)	x(t-3)	x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)	x(t+3)	x(t+4)	x(t+5)
<i>Gasto Agregado</i>												
Producto Bruto Interno	1,00	0,07	0,17	0,41	0,72	0,93	1,00	0,93	0,71	0,41	0,16	0,06
Consumo Privado	0,99	0,16	0,18	0,35	0,63	0,87	0,97	0,92	0,70	0,35	0,05	-0,07
Inversión Privada	2,75	-0,10	0,04	0,27	0,55	0,79	0,90	0,88	0,72	0,45	0,20	0,07
Consumo Público	1,39	0,05	0,04	0,22	0,52	0,78	0,88	0,81	0,60	0,33	0,16	0,14
Inversión Pública	2,14	-0,33	-0,13	0,23	0,54	0,66	0,57	0,32	0,04	-0,10	-0,07	0,05
Exportaciones	0,83	-0,06	-0,02	0,10	0,15	0,03	-0,20	-0,40	-0,46	-0,36	-0,18	-0,04
Importaciones	2,15	-0,12	-0,04	0,15	0,44	0,72	0,87	0,86	0,70	0,42	0,17	0,06
<i>Oferta</i>												
Sector Primario	0,67	0,08	0,08	0,26	0,52	0,68	0,66	0,44	0,10	-0,16	-0,22	-0,12
Sector No Primario	1,04	0,06	0,14	0,37	0,67	0,91	1,00	0,94	0,73	0,43	0,19	0,09
Transable	1,09	0,08	0,16	0,40	0,70	0,92	0,99	0,90	0,66	0,33	0,09	-0,01
No transable	0,88	0,05	0,12	0,35	0,67	0,91	0,99	0,92	0,71	0,41	0,19	0,12
Tasa de desempleo 1/	2,30	-0,15	-0,37	-0,59	-0,73	-0,78	-0,72	-0,58	-0,41	-0,26	-0,15	-0,04
Stock de capital 1/	0,15	-0,38	-0,50	-0,58	-0,64	-0,65	-0,62	-0,54	-0,37	-0,13	0,15	0,38
Remuneraciones												
Empleados 2/	3,01	0,15	0,18	0,35	0,61	0,81	0,90	0,87	0,74	0,55	0,38	0,27
Obreros 1/	2,71	-0,03	0,09	0,30	0,57	0,79	0,88	0,87	0,75	0,57	0,41	0,28
Productividad Marginal del Capital 1/	0,96	0,06	0,16	0,28	0,46	0,69	0,88	0,97	0,96	0,83	0,59	0,31
<i>Variables externas</i>												
Tipo de cambio real 1/	2,07	0,30	0,22	0,19	0,24	0,33	0,42	0,49	0,52	0,49	0,41	0,27
Términos de Intercambio (Fisher) 1/	0,92	-0,32	-0,46	-0,58	-0,66	-0,65	-0,54	-0,33	-0,06	0,19	0,35	0,43
Exportaciones netas 1/	0,10	0,14	0,09	0,00	-0,21	-0,51	-0,75	-0,85	-0,79	-0,55	-0,19	0,10
Pasivos Externos Netos 1/	0,33	-0,50	-0,54	-0,52	-0,42	-0,25	-0,03	0,17	0,34	0,43	0,43	0,34
Cuenta Corriente 1/	0,16	-0,16	-0,21	-0,16	-0,15	-0,25	-0,45	-0,63	-0,69	-0,62	-0,44	-0,20

1/ Muestra comprendida entre 1980.I - 1993.IV

2/ Muestra comprendida entre 1986.I - 1993.IV

* Las variables en negrillas son estadísticamente significativas al 10 por ciento de confianza. Las desviaciones estándares se han construido mediante Bootstrapping. Para cada correlación se han utilizado 10000 simulaciones.



Tabla 9: Comportamiento del Ciclo de los Componentes del Gasto Agregado, la Oferta y Variables Externas Estadísticos Calculados con el Filtro de Baxter & King *
Trimestral, 1994:I – 2005:III

Variables (x)	Volatilidad Relativa al PBI	Correlación Cruzada del PBI real con										
		x(t-5)	x(t-4)	x(t-3)	x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)	x(t+3)	x(t+4)	x(t+5)
<i>Gasto Agregado</i>												
Producto Bruto Interno	1,00	-0,04	0,01	0,11	0,29	0,60	1,00	0,60	0,28	0,11	0,01	-0,03
Consumo Privado	0,94	0,01	0,02	0,08	0,20	0,38	0,58	0,65	0,50	0,30	0,13	0,02
<i>Media</i>	1,01	0,14	0,25	0,37	0,52	0,70	0,92	0,80	0,67	0,56	0,44	0,34
<i>Desviación Estándar</i>	0,09	0,24	0,23	0,21	0,19	0,15	0,06	0,14	0,18	0,21	0,24	0,25
Inversión Privada	3,67	-0,03	0,01	0,09	0,23	0,42	0,62	0,68	0,54	0,36	0,22	0,14
Consumo Público	1,59	-0,33	-0,24	-0,05	0,15	0,32	0,37	0,27	0,10	-0,03	-0,07	-0,01
Inversión Pública	4,94	-0,14	-0,08	0,03	0,16	0,25	0,27	0,20	0,10	0,02	-0,03	-0,02
Exportaciones	1,54	-0,02	0,14	0,26	0,29	0,23	0,14	0,06	0,00	-0,02	0,01	0,08
Importaciones	3,03	-0,03	-0,04	0,01	0,11	0,26	0,44	0,57	0,55	0,41	0,25	0,13
Sector Primario	1,18	0,02	0,14	0,25	0,30	0,25	0,12	-0,03	-0,19	-0,31	-0,32	-0,20
Sector No Primario	1,18	-0,07	0,00	0,14	0,35	0,66	0,90	0,65	0,35	0,15	0,03	0,00
Transable	0,92	-0,03	0,07	0,23	0,45	0,66	0,57	0,31	0,10	-0,07	-0,20	-0,23
No transable	1,17	-0,07	0,01	0,15	0,36	0,65	0,83	0,60	0,32	0,13	0,03	0,01
Tasa de desempleo 1/	4,35	0,01	0,15	0,24	0,24	0,12	-0,06	-0,26	-0,41	-0,44	-0,34	-0,18
Stock de capital	0,45	-0,33	-0,33	-0,34	-0,35	-0,36	-0,37	-0,35	-0,30	-0,23	-0,15	-0,08
Remuneraciones												
Empleados 2/	2,20	0,12	0,13	0,11	0,08	0,03	-0,01	-0,05	-0,09	-0,14	-0,20	-0,23
Obreros 2/	1,78	0,06	0,11	0,16	0,17	0,12	0,06	0,02	-0,03	-0,09	-0,16	-0,22
Productividad Marginal del Capital	1,19	0,03	0,05	0,10	0,19	0,34	0,56	0,78	0,70	0,45	0,25	0,11
<i>Variables externas</i>												
Tipo de cambio real	1,66	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,02	-0,05	-0,11	-0,16	-0,17	-0,12	-0,04
Términos de Intercambio (Fisher)	1,88	-0,10	-0,01	0,13	0,29	0,49	0,68	0,74	0,60	0,39	0,21	0,10
Exportaciones netas	0,16	0,06	0,11	0,10	0,04	-0,04	-0,11	-0,15	-0,14	-0,09	-0,03	0,01
Pasivos Externos Netos 3/	1,41	0,52	0,42	0,28	0,12	-0,02	-0,12	-0,16	-0,17	-0,17	-0,18	-0,22
Cuenta Corriente	0,17	-0,02	0,02	0,01	-0,05	-0,15	-0,23	-0,26	-0,21	-0,12	-0,03	0,05
<i>Sector Público</i>												
Ingresos	2,36	0,26	0,24	0,31	0,46	0,61	0,73	0,75	0,70	0,58	0,42	0,25
Gastos	2,68	-0,28	-0,15	0,15	0,47	0,64	0,58	0,31	-0,01	-0,23	-0,31	-0,25
Déficit primario	0,45	0,44	0,28	0,04	-0,15	-0,15	0,03	0,33	0,58	0,68	0,58	0,32
Déficit primario estructural	0,44	0,54	0,37	0,05	-0,25	-0,37	-0,24	0,08	0,43	0,65	0,67	0,48
Impulso fiscal	0,78	-0,51	-0,23	0,15	0,45	0,51	0,31	-0,06	-0,43	-0,62	-0,55	-0,24

1/ Muestra comprendida entre 1994.I - 2004.IV

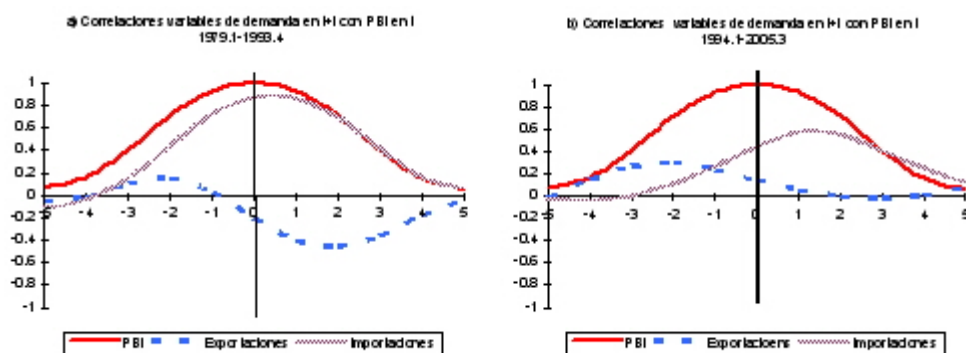
2/ Muestra comprendida entre 1994.I - 2002.IV

3/ Muestra comprendida entre 1994.I - 2005.II

* Las variables en negritas son estadísticamente significativas al 10 por ciento de confianza. Las desviaciones estándares se han construido mediante Bootstrapping. Para cada correlación se han utilizado 10000 simulaciones.

Otro cambio importante en los ciclos económicos en Perú es el comportamiento que muestran las exportaciones. Como se puede observar en la figura 5, el carácter acíclico de las exportaciones para todo el periodo muestral no se mantiene cuando se analiza la evolución de las exportaciones por sub periodos. Así, para el periodo 1979-1993, las exportaciones muestran un patrón contracíclico, mientras que para el periodo 1994-2005, éstas son procíclicas y preceden al producto en dos trimestres. Este cambio en la correlación entre las exportaciones y el ciclo económico reflejaría una mayor interrelación entre la actividad económica y el sector exportador debido a la mayor importancia que tienen las exportaciones en el PBI, especialmente en los últimos 5 años, como consecuencia de la mayor apertura de la economía peruana al comercio internacional. Al respecto, los términos de intercambio juegan un rol importante como se detallará en la descripción de los ciclos internacionales.

Figura 5: Correlaciones Dinámicas



En resumen, se puede concluir que para el periodo más reciente, el ciclo económico en el Perú muestra mayor relación con las exportaciones y con la inversión privada, mientras que la correlación con el gasto público es menor ¹⁷.

En términos de volatilidad, como se aprecia en la figura 7 panel (b), la inversión privada resulta ser el componente más volátil del gasto agregado (casi 3 veces más que el producto), resultado que es consistente con lo observado en otros países de la región como Argentina y Chile¹⁸. Por su parte, el consumo privado es casi tan volátil como el producto (0,99 veces). La menor volatilidad del consumo con respecto al producto es consistente con las predicciones de los modelos intertemporales de consumo. En estos modelos, usualmente se asume que los agentes son adversos al riesgo, esto es, que la volatilidad en el consumo afecta negativamente el nivel de bienestar de los agentes; agentes adversos al riesgo evitarán cambios bruscos en sus niveles de consumo ante cambios no esperados en sus niveles de ingreso. Para suavizar su consumo, los agentes ahorran y toman préstamos en el mercado financiero. Como contrapartida, la inversión, al reflejar las decisiones de ahorro, resulta ser mucho más volátil, puesto que absorbe la mayor parte de la volatilidad del producto que no es absorbida por los otros componentes del gasto.

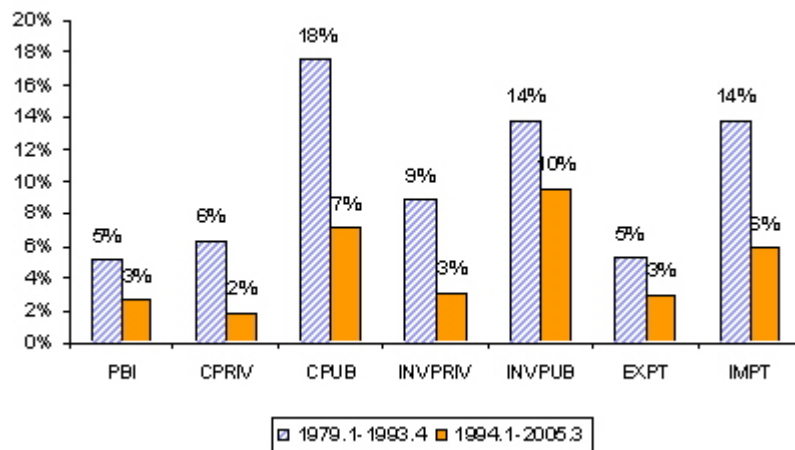
¹⁷ Definimos el gasto público como la suma del consumo y la inversión públicos.

¹⁸ Para una descripción detallada del ciclo económico en Chile ver Restrepo y Soto (2004).

Por su parte, los paneles (e) y (f) de la figura 7 muestran que tanto la inversión como el consumo públicos resultan ser más volátiles que el producto y que sus análogos del sector privado. Así, el consumo público es casi 50 por ciento más volátil que el consumo privado, mientras que la inversión pública es 0,7 veces más volátil que la inversión privada.

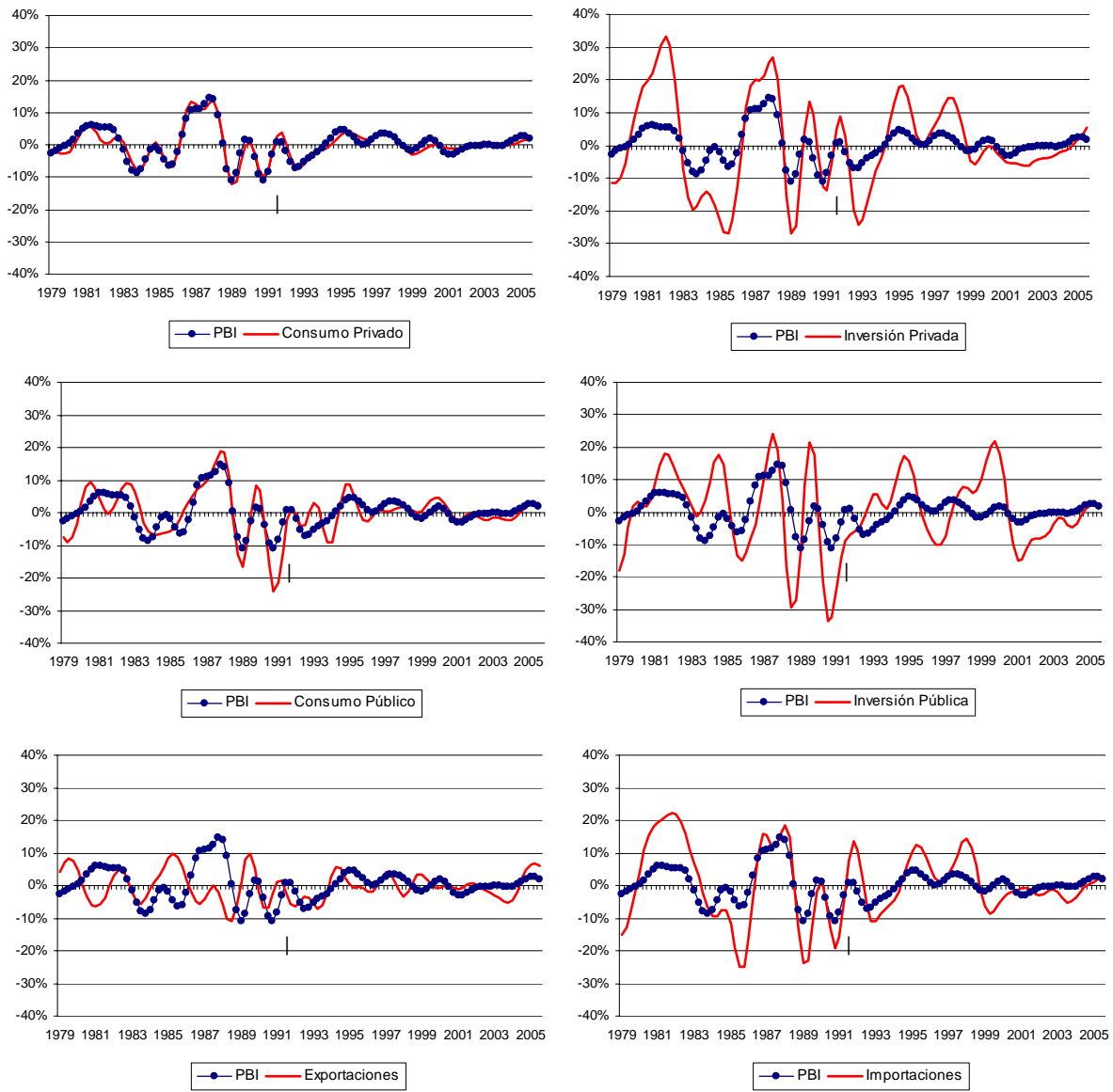
Como se puede apreciar en las tablas 8 y 9, y en la figura 7, la volatilidad del ciclo económico se ha reducido de manera importante, a partir de las reformas de los 90s . Así, la volatilidad del ciclo del Producto Bruto Interno ha caído de 6 por ciento trimestral, en el periodo 1979:1-1983:4 a menos de 2 por ciento en el periodo 1994:1-2005:3. Esta reducción en la volatilidad del ciclo económico ha estado acompañada por una reducción en la volatilidad de sus componentes, siendo el consumo y la inversión privados los que mayor reducción mostraron en sus volatilidades(70 y 65 por ciento, respectivamente).

Figura 6: Volatilidad del ciclo de los componentes del gasto agregado



Entre los factores que han contribuido a la reducción de la volatilidad del ciclo económico destacan, la mayor estabilidad de las política fiscal y monetaria, y la mayor apertura de la economía al comercio internacional, factor este último que estaría permitiendo una mayor diversificación de las fuentes de financiamiento de la inversión.

Figura 7: Los ciclos económicos y el gasto agregado

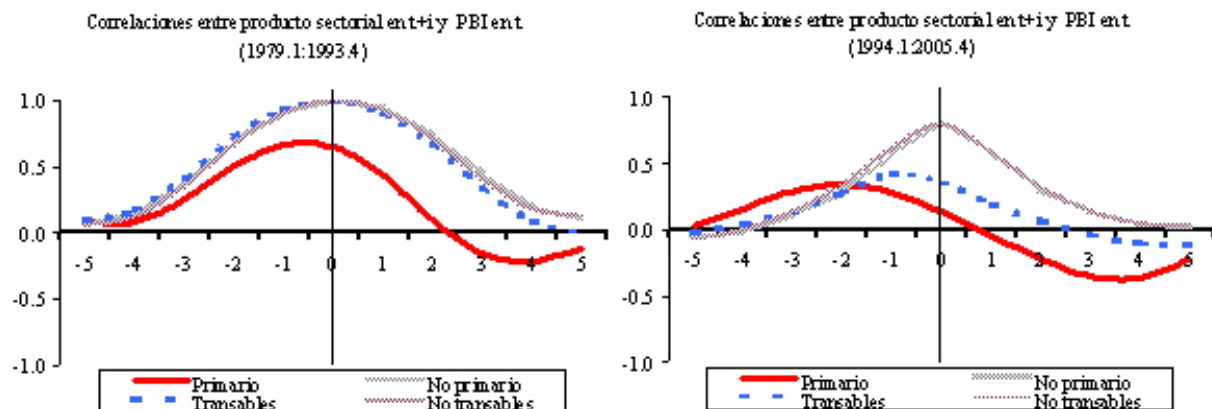


3.2.2 Sectores productivos, factores de producción y precios relativos

Se agrega la producción sectorial en dos bloques principales: el sector primario y el sector transable. Por diferencia con el valor agregado bruto de producción (VAB) se obtienen los sectores no primario y no transable¹⁹.

En la figura 8 se observa que los cuatro sectores productivos son procíclicos en ambas sub-muestras, de los cuales el no primario y el no transable se mueven de forma contemporánea con el producto. Por otro lado, el sector primario es menos procíclico que los otros sectores y se adelanta al producto en 1-2 trimestres, con lo que podría ser considerado como un indicador adelantado del PBI. Además, en la segunda sub-muestra el sector primario es menos procíclico en comparación al periodo anterior.

Figura 8: Sectores productivos

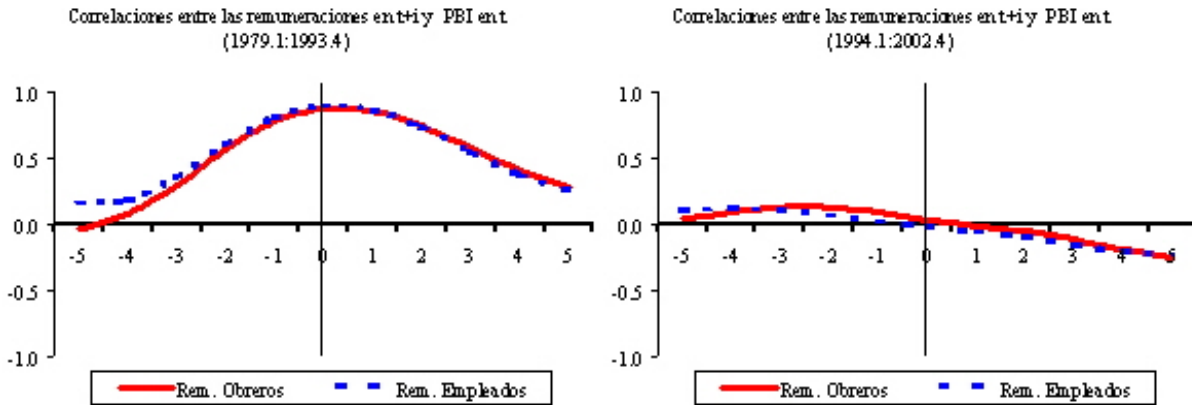


La figura 9 muestra la correlación dinámica de las remuneraciones de empleados y obreros con el producto, para ambas sub-muestras²⁰. En la primera sub-muestra ambas medidas de remuneraciones son altamente procíclicas de forma contemporánea. Estos resultados son consistentes con la mayor importancia en ese sub-periodo del sector público en explicar las fluctuaciones del producto a través del empleo público. Por otro lado, las remuneraciones en la segunda sub-muestra son acíclicas, lo que mostraría la contribución de las reformas estructurales de comienzos de los 90s en la flexibilización del mercado laboral. Cabe mencionar que la evidencia internacional es mixta con respecto a la relación entre salarios reales y el producto.

¹⁹ Como se mencionó en la sección anterior, esta agregación se hace mediante una reclasificación gruesa de los sectores de producción. El sector primario agrupa los sectores agropecuario, pesca, minería, hidrocarburos y manufactura de procesamiento de recursos primarios, y constituye alrededor del 25 por ciento del VAB. Por otro lado, el sector transable incluye adicionalmente a la producción de bienes primarios, la manufactura no primaria, electricidad y agua. El sector transable constituye alrededor de 41 por ciento del VAB.

²⁰ Cabe mencionar que la información de remuneraciones y salarios se tiene de forma trimestral sólo hasta el año 2002.

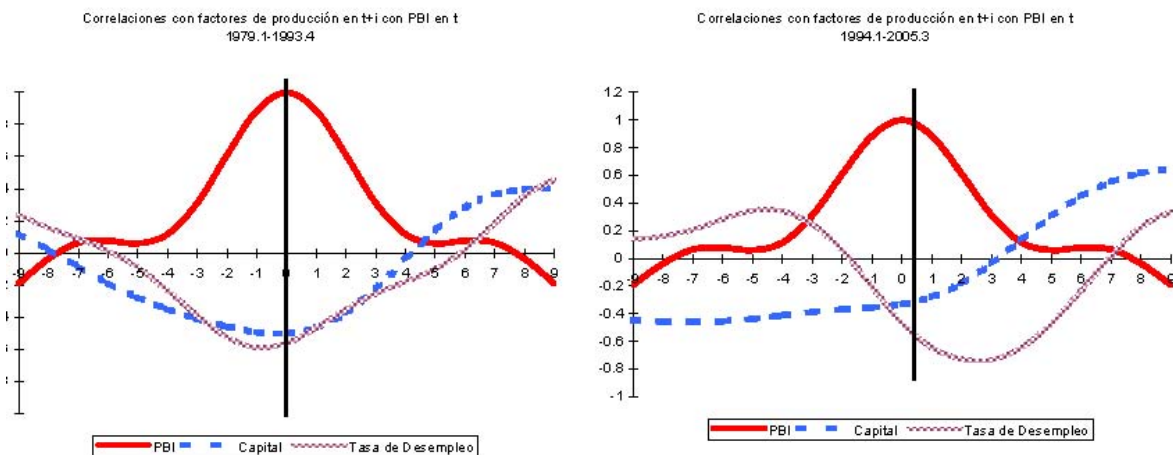
Figura 9: Remuneraciones



En cuanto a los factores de producción, se analizan series de capital y trabajo. Sin embargo, debido a la falta de información desagregada para estas series, se considera únicamente la serie agregada de capital, la que se ha construido utilizando el método de inventarios perpetuos, mientras que para el factor trabajo se utiliza sólo información de la tasa de desempleo.

Tal como se observa en la figura 10, el capital fluctúa de manera suave a lo largo del ciclo, y es levemente contracíclico. Sin embargo, si se considera la correlación cruzada adelantada 1 año, ésta es positiva y significativa. Esta correlación nos indicaría que el capital reacciona de manera rezagada al ciclo económico en casi 1 año y medio. Para el periodo 1994-2005, este rezago se reduce a casi un año, lo que mostraría que para el periodo más reciente, expansiones del producto inducen a una acumulación más rápida de capital.

Figura 10: Correlaciones dinámicas



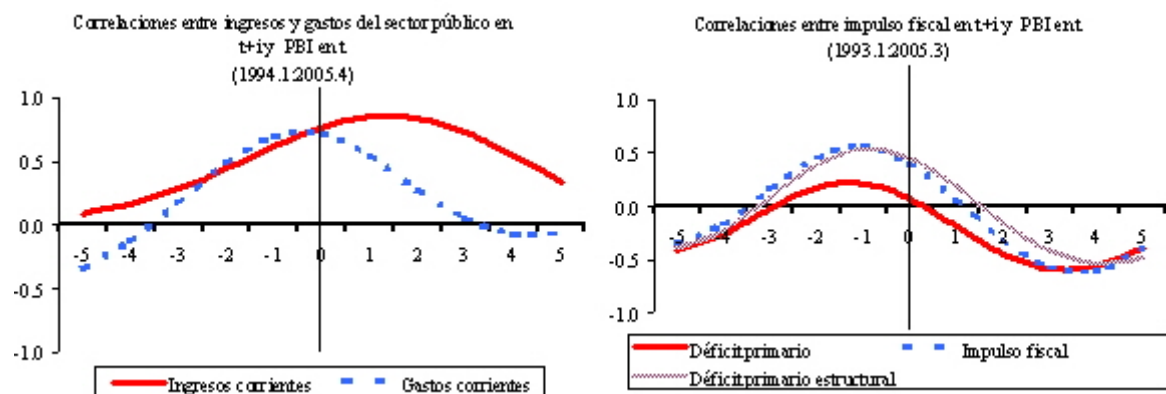
Por su parte, la tasa de desempleo es 1,5 veces más volátil que el PBI. Asimismo, precede al producto y es contracíclica. Para el periodo 1994-2005, la correlación contemporánea negativa entre la tasa de desempleo y el producto se ha reducido, pasando de -0,68 a -0,47, mientras que la correspondiente a la

4 trimestres hacia adelante ha aumentado de -0,25 a -0,73. Esta menor correlación indicaría una menor sensibilidad de las tasas de desempleo a las fluctuaciones cíclicas contemporáneas del producto, pero una mayor correlación con las fluctuaciones rezagadas del mismo.

3.2.3 Política fiscal

Los ingresos del sector público muestran un patrón altamente procíclico, y sigue al producto en un trimestre, lo que estaría asociado al rezago entre la generación y la recaudación de los impuestos. Esta alta correlación sugiere también que los ingresos del sector público se comportan como estabilizadores automáticos de las fluctuaciones cíclicas de la economía peruana. Por otro lado, los gastos no financieros del sector público muestran un patrón procíclico contemporáneo, similar tanto en el agregado como en sus desagregaciones por gasto corriente y gasto de capital. Cabe resaltar que este resultado difiere de estudios previos, los cuales para diferentes muestras concluyen que los gastos de capital eran débilmente procíclicos o anticíclicos.²¹

Figura 11: Política Fiscal



Para medir el efecto fiscal sobre la actividad económica se utilizan tres medidas: el déficit primario, el déficit primario estructural y el impulso fiscal²². Los resultados con estos tres indicadores muestran que la política fiscal es débilmente procíclica, y lidera al producto en un trimestre en el período 1993-2005. Por otro lado, la medida de impulso fiscal muestra un efecto anticíclico que le sigue 1 año después al producto, lo cual captura el efecto estabilizador de los impuestos en la actividad económica.

3.2.4 Aspectos internacionales del ciclo

Los principales resultados de esta sección se reportan en las tablas 7, 8 y 9. En estas tablas se muestran las desviaciones estándar, correlaciones contemporáneas y correlaciones dinámicas de las principales

²¹ Ver por ejemplo INEI, y Calderón y Terrones (1992).

²² Se define déficit primario estructural como el déficit primario correspondiente al nivel de actividad económica potencial, es decir, el que elimina los efectos de fluctuaciones cíclicas sobre el déficit primario. Por otro lado, la medida del impulso fiscal corresponde al cambio en el déficit primario estructural.



variables internacionales con el producto. Primero se analizan las características de dos precios relativos internacionales: el tipo de cambio real multilateral (TCR), medido como los precios internacionales expresados en moneda local respecto al índice de precios domésticos; y los términos de intercambio (TI), este último medido como el precio de las exportaciones respecto a las importaciones. Ambos precios relativos son insumos importantes para el modelo semi-estructural del BCRP y serán incluidas en la construcción del modelo estructural estocástico para la economía peruana (MEGA-D). La primera característica es que ambos precios relativos son más volátiles que el ciclo económico. Nótese que, si se considera todo el período de muestra, el TCR es 2 veces más volátil que el ciclo, en tanto que los TI son tan volátiles como el PBI. Sin embargo, si se considera el período de muestra más reciente (1994-2004), se observa una disminución relativa en la volatilidad del TCR (1,66 veces más volátil que PBI) y un aumento significativo de la volatilidad correspondiente a los TI (1,88 más volátil que el PBI). Es importante señalar que la volatilidad relativa al ciclo de estas variables es menor a la observada en países desarrollados. Por ejemplo, en Estados Unidos el TCR es alrededor de 4 veces más volátil que el producto, en tanto que los TI son alrededor de 2 veces más volátiles que el producto²³.

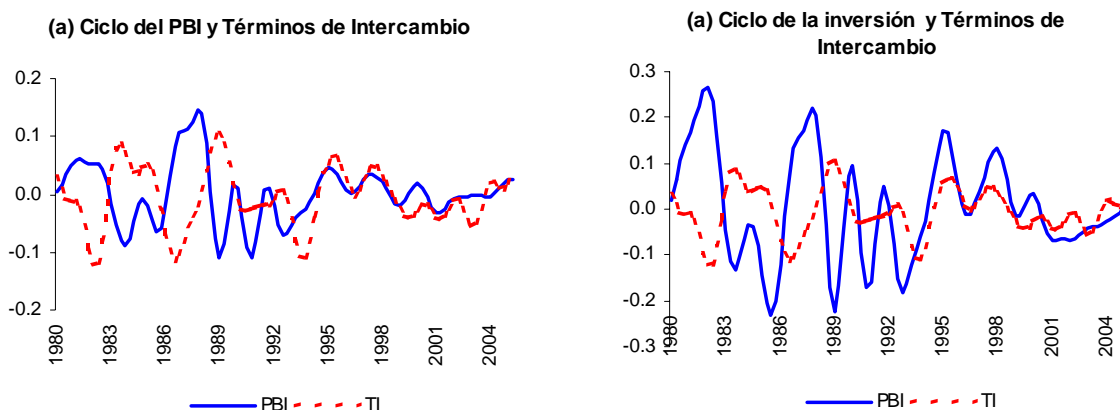
Con relación al co-movimiento del TCR y los TI con el producto, para toda la muestra se observa un comportamiento procíclico para el TCR (0,34), el mismo que ha disminuido al comparar los dos sub-períodos, pasando de 0,42 en el período 1980-1993 a -0,05 en el sub-período más reciente. Por su parte, los TI son contracíclicos para toda la muestra (-0,39) y pasa a ser altamente procíclico el período más reciente (0,49). El cambio en el comovimiento en los TI sugiere un posible cambio en la estructura en la economía que favorece a las exportaciones. El comovimiento positivo reciente de los términos de intercambio podría ser uno de los motores del cambio reciente en los ciclos económicos reales de la economía peruana. Asimismo, la mayor apertura comercial podría ser un factor adicional que favorece al establecimiento de un nexo más directo entre los términos de intercambio y el ciclo económico²⁴. Es de señalar, que el canal mediático a través del cual los términos de intercambio estarían afectando al ciclo del producto podría ser la inversión.

Así, la importancia de los términos de intercambio en la evolución cíclica del producto y la inversión se puede apreciar claramente en la figura 12. Como se aprecia, la relación entre estas dos variables y los TI es fuerte a lo largo de todo el período muestral (1994-2005), pero particularmente alta en el período 1994-1999.

²³ Ver Chari, Kehoe y MacGrattan (2002) para un análisis detallado de estos momentos para economías desarrolladas.

²⁴ Una aproximación de la correlación del TCR bilateral con el producto es la que se encuentra al usar como referencia el cambio en el tipo de cambio nominal. En la Tabla 3 se reporta que la correlación entre la depreciación del sol y el ciclo del PBI es negativa para toda la muestra. Este efecto podría estar asociado con las implicancias financieras de la dolarización, en tanto que el efecto positivo (en toda la muestra) con el tipo de cambio real multilateral estaría más asociado a la competitividad.

Figura 12: PBI, inversión y término de intercambio



Finalmente, cuán persistentes y largas son las fluctuaciones en estos precios relativos se mide por su coeficiente de autocorrelación. En la tabla 10 se reporta la autocorrelación de estos precios relativos por sub-muestras. Tanto los TI como el TCR exhiben alta persistencia en toda la muestra (0,9 en ambos casos), la misma que ha disminuido considerablemente en el sub-período 1994-2005 (persistencia de 0,53 para el TCR y 0,82 para los TI, respectivamente)²⁵. Dada esta alta autocorrelación, existe evidencia empírica, para países desarrollados así como para países emergentes, que muestra que la paridad de poder de compra no se cumple en el corto plazo. Al respecto, la presencia de sesgo hacia el consumo de bienes domésticos, bienes no transables, desviaciones de la ley de un solo precio (barreras al comercio, costos de transporte, costos de distribución, entre otros) y rigideces nominales explican desviaciones persistentes tanto del tipo de cambio real como de los términos de intercambio. Así por ejemplo, Mendoza (1995) muestra evidencia, para un conjunto de economías emergentes, que los choques a los términos de intercambio son largos, persistentes y débilmente procíclicos. El estudio de Mendoza señala que los choques a los términos de intercambio explican entre 40 y 50 por ciento de la variabilidad del producto. Este resultado ofrece indicios de que las desviaciones de estos precios relativos, al ser volátiles y persistentes y dado el movimiento procíclico con el producto, pueden generar ciclos persistentes y volátiles en el producto.

²⁵ La evidencia empírica internacional muestra un alto grado de persistencia en estas variables en economías desarrolladas. Estudios recientes atribuyen un rol importante a las fricciones nominales para generar, en modelos microfundamentados, tipos de cambio reales altamente persistentes. Ver Chari y otros (2002) y Benigno G. (2005) para modelos simulados con fricciones nominales, y Lubik y Schoerfeide (2005) y Rabanal y Tuesta (2005) para modelos estimados estructuralmente con similares fricciones nominales.

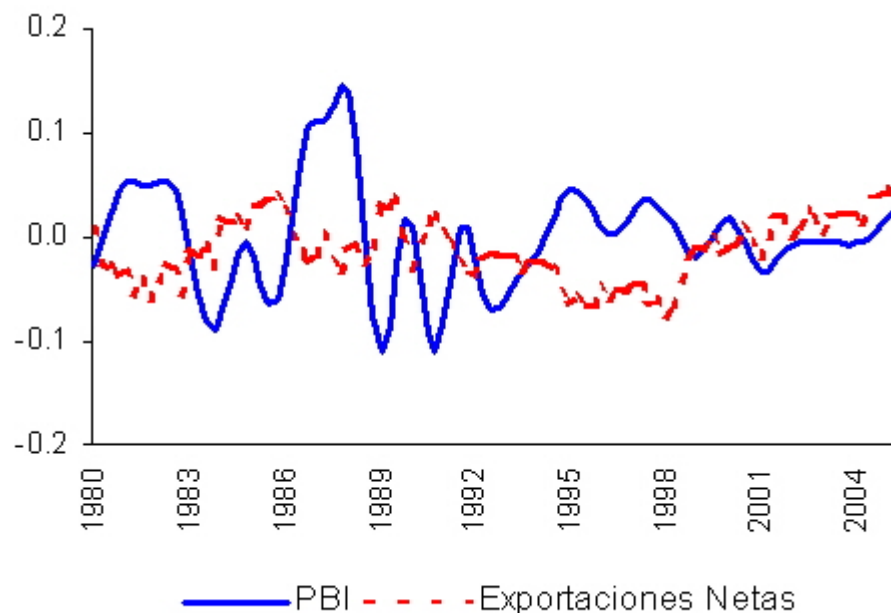
Tabla 10: Estadísticos internacionales

	Periodo		
	1980-2005	1980-1993.4	1994-2005
Correlación Exportaciones Netas con			
Términos de Intercambio	0,03	0,47	-0,37
Tipo de Cambio Real Multilateral	0,14	0,18	0,12
Autocorrelación			
Términos de Intercambio	0,91	0,94	0,82
Tipo de Cambio Real Multilateral	0,90	0,94	0,53
Pasivos Externos Netos	0,89	0,92	0,57
Correlaciones Perú-USA			
PBI	-0,07	-0,09	0,00
Consumo Privado	0,18	0,10	0,41
Inversión Privada	-0,22	-0,35	0,15
Correlación Perú-Europa			
PBI	-0,31	-0,35	-0,22
Consumo Privado	-0,07	-0,06	-0,14
Inversión Privada	0,14	0,28	-0,29

En la Tabla 7, 8 y 9 se reportan comovimientos de las exportaciones netas (XN). En primer lugar, las XN son altamente contracíclicas en todo el periodo de muestra (la correlación entre XN y el PBI es -0,47) y mayores que en países desarrollados (-0,23 en promedio)²⁶. Sin embargo, en el período más reciente, el comportamiento contracíclico de las XN ha disminuido (correlación negativa con el PBI de -0,37). Este resultado podría estar asociado al efecto ingreso positivo generado recientemente por el alza de los términos de intercambio, el cual habría más que compensado el efecto sustitución sobre las exportaciones. La figura 13 confirma la disminución en la correlación negativa entre exportaciones netas y el PBI en el período 1994-2005.

²⁶ Ver Neumeayer y Perri (2005) para una comparación entre países desarrollados y países en vías en desarrollo.

Figura 13
Ciclo del PBI y exportaciones netas



Asimismo, dada la mayor apertura comercial, es relevante analizar los comovimientos entre XN y TCR, por un lado, y XN y TI por otro (ver tabla 10). El TCR se comueve positivamente con las XN, mientras que los términos de intercambio son acíclicos si se considera toda la muestra. Por otro lado, en el período más reciente, el TCR no reporta un cambio significativo (0,14 en toda la muestra versus 0,12 para el período 1994-2004) y mientras que los TI se vuelven contracíclicos respecto a las XN (-0,37). En resumen, en el período 1994-2004, una mejora en los términos de intercambio podría traducirse en una disminución en las exportaciones netas; pero al mismo tiempo implicaría un aumento en el producto. Esto indicaría que el movimiento contracíclico de las XN con relación al PBI estaría explicado en gran medida por los choques a los términos de intercambio²⁷.

Una variable que ha cobrado gran importancia en el ámbito internacional es la posición neta de activos (pasivos) externos²⁸. Conforme los mercados financieros son más integrados y las restricciones de acceso al crédito se vuelven más laxas por el buen desenvolvimiento de la economía, es más sostenible el financiamiento de los déficit en cuenta corriente. En toda la muestra, los pasivos externos netos registran una correlación negativa con el producto (-0,47), es decir, el ciclo positivo del producto estaría asociado a un mayor financiamiento externo o con la mayor toma de deuda. Esta correlación se

²⁷ Se plantea la hipótesis de que en el período 1994-2004 la dinámica de las exportaciones netas y el PBI ha sido explicado en gran medida por los términos de intercambio. No obstante, esta hipótesis debe ser evaluada tanto empíricamente como en un modelo de equilibrio general para la economía peruana. Un primer paso sería estudiar la causalidad a lo Granger entre términos de intercambio tanto con el PBI como con las exportaciones netas.

²⁸ Ver Lane y Milesi-Ferretti (2001 y 2004) para una detallada explicación de los componentes de la posición neta de activos y de su importancia para explicar los diferenciales de tasas de interés de largo plazo, así como el ajuste del tipo de cambio real debido a los largos déficit en cuenta corriente.



ha vuelto menos negativa en el período más reciente (-0,16), lo que podría indicar que el efecto del mayor endeudamiento tiene un menor impacto negativo en el ciclo del PBI. Adicionalmente, como se detalla en la tabla 10 la posición neta de pasivos es una variable con alta persistencia, es decir, se acumula o desacumula deuda por largos períodos de tiempo (0,89 para toda la muestra y 0,79 para el período más reciente). Esto último va de la mano con la alta persistencia de los déficit en cuenta corriente. Esta característica de la posición neta internacional muchas veces se confunde con la existencia de una raíz unitaria en el proceso generador de la serie. No obstante, al menos conceptualmente, un país no puede acumular deuda permanentemente por lo que eventualmente debería revertir esta tendencia a su nivel de estado estacionario. Finalmente, la posición neta de pasivos registra un alta volatilidad con relación al ciclo: es alrededor de 2 veces más volátil que el producto en los tres períodos reportados, lo cual podría estar asociado con la volatilidad de la tasa de interés internacional.

Finalmente, en la tabla 10 se reportan correlaciones cruzadas del producto, consumo e inversión, tanto con Estados Unidos como con la zona europea. Los datos para Europa se obtienen del sintético elaborado por Fagan, Henry y Mestre (2001). Si se considera todo el período de muestra, se observa un ligero comportamiento contracíclico entre el PBI Perú-Estados Unidos. Esto se debe a la correlación negativa entre los PBI durante el período 1980-1993 (-0,09). Por su parte, en el período más reciente este comovimiento pasó a ser completamente acíclicos (la correlación cruzada es 0). De igual manera, si bien es cierto que el consumo en Perú es procíclico con el correspondiente de Estados Unidos en toda la muestra (0,18), en el período más reciente esta característica es mucho más relevante (0,41). Finalmente, la correlación cruzada de la inversión Perú-Estados Unidos ha pasado de un comportamiento contracíclico a uno procíclico (-0,22 en toda la muestra versus 0,12 en el período 1994-2001). Estos resultados muestran una mayor sincronización en los ciclos económicos entre Estados Unidos y la economía peruana, lo cual podría estar explicado en gran medida por la apertura económica y por la integración financiera internacional que ha permitido suavizar tanto el consumo como la inversión. Con relación a la zona europea, se reporta una falta de sincronización; en particular, las correlaciones cruzadas del PBI y el consumo son negativas para los distintos períodos de muestra analizados. Es importante señalar que las correlaciones cruzadas en países desarrollados son mucho más altas tal y como fueron reportadas por Backus, Kehoe y Kydland (1992)²⁹.

²⁹ Recientemente, Rabanal y Tuesta (2005) reportan una correlación cruzada entre el PBI-Estados Unidos y el PBI-Europa del orden de 0,47 en tanto que la correlación cruzada del consumo es de alrededor de 0,33. Estas correlaciones son menores a las reportadas por Backus y otros (1992), pues el período utilizado es más amplio.

3.2.5 Variables nominales: Dinero, precios y tasas de interés

Con el fin de evitar sesgos en la caracterización de los ciclos económicos provenientes de la hiperinflación de los 80s, en el caso de las variables nominales se ha considerado el periodo 1994:1-2005:4, en el cual la inflación ha sido más estable. Asimismo, la información se ha dividido en dos sub-muestras, correspondientes a los periodos previo y posterior a la adopción del régimen de Metas Explícitas de Inflación (MEI). Cabe mencionar que durante el primer sub-periodo (1994:1-2001:4) la política monetaria se realizaba mediante el control de un agregado monetario: la emisión primaria; mientras que durante el segundo sub-periodo (2002:1-2005:4) el instrumento de política es una tasa de interés de corto plazo.

La tabla 11 muestra que existe un cambio importante en el comportamiento cíclico de las principales variables macroeconómicas entre los dos sub-periodos, el cual ha sido influenciado por la adopción del régimen de MEI y el cambio de instrumento monetario. En general, las medias y las volatilidades no condicionales de las variables nominales caen durante el periodo de MEI. Además, la correlación cruzada entre los agregados monetarios y la inflación se ha reducido significativamente, inclusive hasta tener un cambio de signo³⁰.

Tabla 11: Principales momentos de variables nominales
Perú, datos trimestrales 1994:1-2005:4
(En porcentajes)

	Muestra		1994:1-2005:4
	Antes MEI	Después MEI	
Promedio			
Inflación IPC	8.4	1.9	6.4
Tasa interés corto plazo	13.4	3.0	9.5
Δ% tipo de cambio	7.1	-1.8	4.3
Δ% M0	15.2	15.2	15.2
Δ% M1	16.4	16.9	16.6
Δ% M3	19.9	5.4	15.3
Desviación Estándar			
Inflación IPC	6.3	1.4	6.0
Tasa interés corto plazo	4.6	0.6	6.3
Δ% tipo de cambio	5.5	3.0	6.4
Δ% M0	12.2	6.8	10.7
Δ% M1	16.2	6.6	13.8
Δ% M3	13.5	4.1	13.2
Correlación cruzada respecto a inflación IPC (*)			
Tasa interés corto plazo	17.9	-6.5	58.4
Δ% tipo de cambio	30.2	-4.8	53.8
Δ% M0	69.0	5.2	51.5
Δ% M1	85.0	13.5	66.6
Δ% M3	91.4	-3.5	91.0

(*) Ajustado por Forbes y Rigobon

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

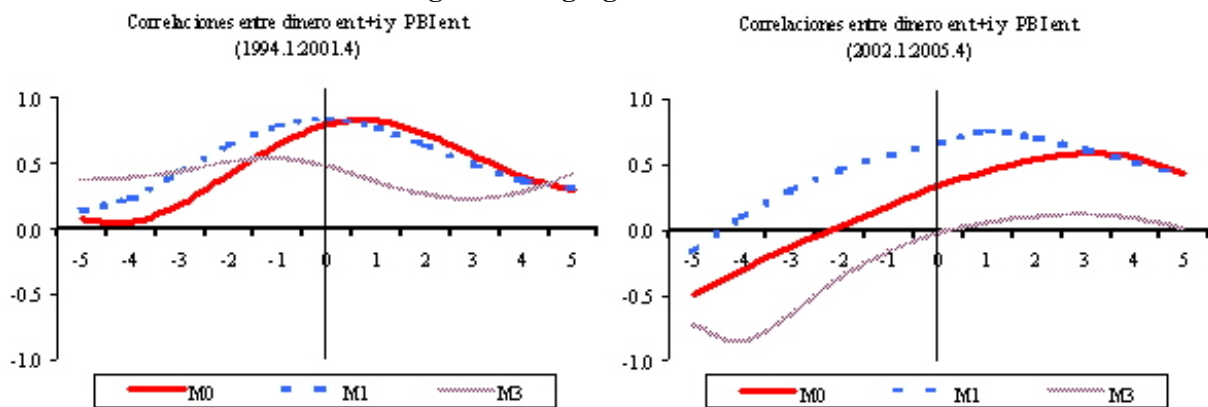
Elaboración: propia

³⁰ Para una revisión más detallada de los hechos estilizados el Perú luego de la adopción del régimen de MEI, ver Castillo, et al. (2005). En este trabajo los autores encuentran que la reducción de la media de la inflación y de la tasa de interés nominal de corto plazo estaría explicada por una reducción en la volatilidad de ambas variables, lo cual implicaría una reducción en la prima por riesgo del uso de la moneda doméstica.

En las sub-secciones siguientes se reportan los hechos estilizados de los ciclos económicos de las variables nominales, comparándolos entre las dos sub-muestras mencionadas. Las variables se han analizado en cuatro grupos: agregados monetarios, ratios de dolarización financiera, precios, tipo de cambio y tasas de interés.

La figura 14 muestra las correlaciones dinámicas entre el producto y diferentes agregados monetarios para ambos sub-periodos. Tal como se puede ver en esta figura, los agregados monetarios son altamente procíclicos. Además, las correlaciones con el producto cambian substancialmente al pasar de M0 a M3 y entre sub-muestras. En el caso de M0, el agregado monetario más pequeño, ambas sub-muestras presentan un patrón procíclico que sigue a la actividad económica, lo cual refleja cambios que la cantidad de dinero se ajusta al nivel de la actividad económica. Similarmente, para el caso de M1, dinero, la correlación es positiva en ambas sub-muestras.

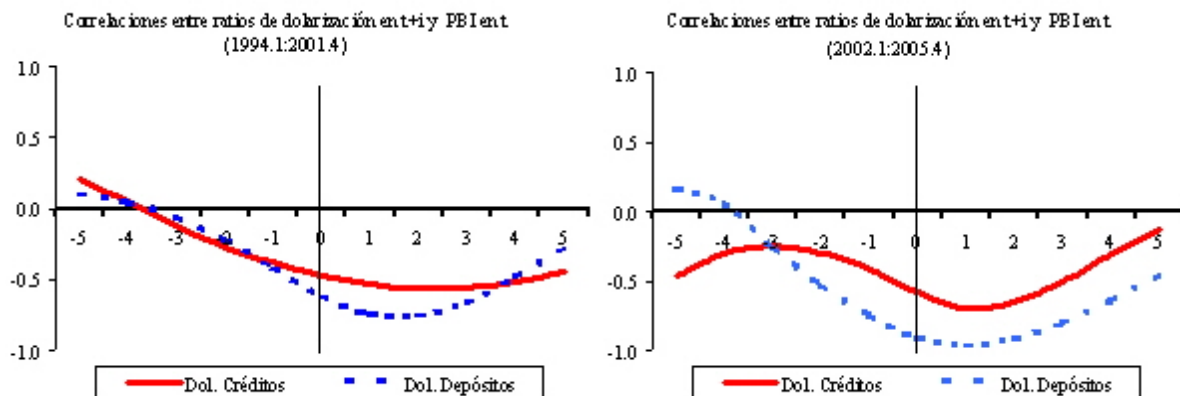
Figura 14: Agregados monetarios



Para el agregado monetario más amplio, M3, la correlación es siempre positiva para la primera sub-muestra, pero para la sub-muestra que contiene al período del régimen MEI, existe una correlación negativa que precede al producto y positiva que sigue al producto. En otras palabras, valores pequeños del producto tienden a ser precedidos por valores altos de M3, pero seguidos por valores pequeños de M3. Este hecho estilizado contrasta con el de economías desarrolladas, en las que el agregado monetario más amplio precede al producto con una correlación positiva. Este efecto estaría explicado por el efecto del tipo de cambio en M3: al estar la economía peruana parcialmente dolarizada, la medida de M3 incluye tanto la liquidez en moneda nacional como en moneda extranjera. Por lo tanto, choques que causen una subida del tipo de cambio causan un incremento instantáneo en el valor nominal de M3. Además, dado que una depreciación de la moneda local es contractiva, tal como lo veremos en los párrafos siguientes, esta depreciación causa a su vez una disminución en el producto en los periodos siguientes. Entonces, el efecto total es una correlación negativa entre los rezagos de M3 y el producto.

La dolarización de los créditos y depósitos es anticíclica y le siguen al producto en alrededor de dos trimestres para ambas sub-muestras, lo cual indicaría que los depósitos y créditos en soles son más líquidos que los denominados en dólares. Por ejemplo, un aumento en el producto estaría ligado a un aumento mayor de los créditos y depósitos en soles que en dólares, por lo cual el ratio de dolarización disminuiría.

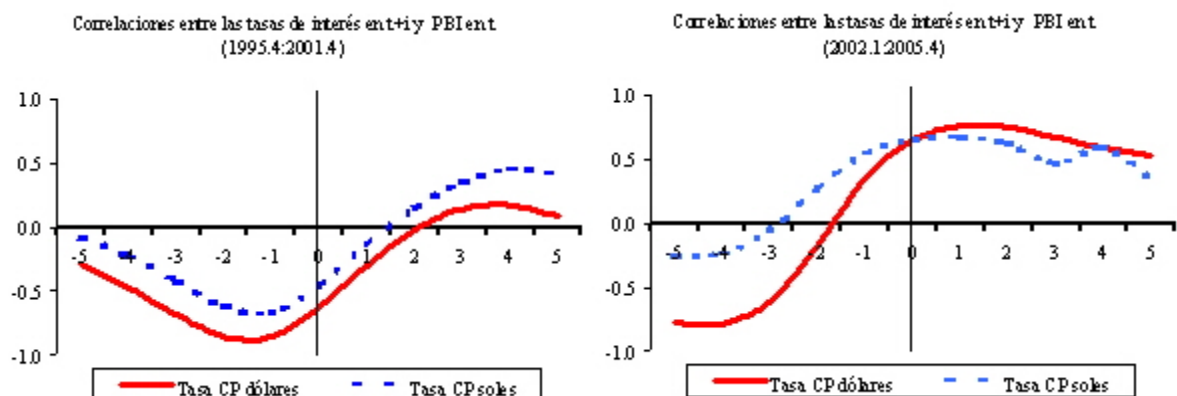
Figura 15: Dolarización financiera



La figura 16 presenta un cambio en la correlación entre las tasas de interés de corto plazo y el producto luego de la adopción del régimen de MEI. En la primera sub-muestra, las tasas de interés de corto plazo nominales, tanto en soles como en dólares, muestran un patrón anticíclico que precede al producto en dos trimestres. Por otro lado, en la segunda sub-muestra, el patrón es procíclico y le sigue al producto en 1-2 trimestres, lo cual indicaría una política monetaria más activa y anticíclica luego de la adopción del régimen de MEI: aumentos en el producto estarían seguidos por aumentos en la tasa de interés de corto plazo. Cabe mencionar que las tasas de interés de largo plazo siguen un comportamiento similar, aunque de menor magnitud, a las de corto plazo en ambas sub-muestras.

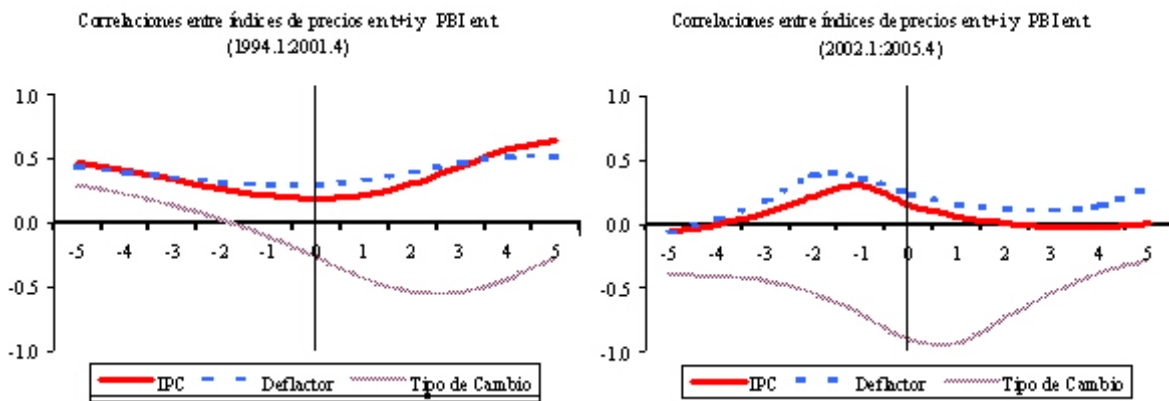
Por otro lado, en la segunda sub-muestra la tasa de interés de corto plazo en dólares muestra un patrón altamente anticíclico que precede al producto en 5 trimestres, lo cual indicaría que la política monetaria tiene un efecto sobre el producto luego de 5 trimestres y que tiene mayor potencia a través de la tasa de interés en dólares, lo cual sería consistente con el hecho que la economía peruana se encuentra altamente dolarizada. Cabe mencionar que el comportamiento de las correlaciones entre las tasas de interés y el producto son similares a las de otras economías que utilizan la tasa de interés como instrumento de política monetaria, tal como lo reporta Walsh (2003).

Figura 16: Tasas de interés



La figura 17 presenta la correlación entre el producto y el deflactor del PBI, el IPC y el tipo de cambio nominal. En el caso de los índices de precios se encuentra una relación procíclica para ambas sub-muestras. Esta relación contrasta con lo obtenido para economías desarrolladas, en las que existe una correlación contemporánea negativa entre precios y producto. Kydland y Prescott (1990) argumentan que serían choques de oferta y no choques de demanda los que explicarían las fluctuaciones económicas de los Estados Unidos. A diferencia de economías desarrolladas, las fluctuaciones económicas de la economía peruana estarían siendo explicadas principalmente por choques de demanda, entre los cuales podrían ser considerados choques de política fiscal y algunos choques externos. Por otro lado, el tipo de cambio nominal es anticíclico en ambas sub-muestras, lo cual indicaría que en la economía peruana las depreciaciones de la moneda local son contractivas, lo cual mostraría un indicio de la existencia de un efecto hoja de balance.

Figura 17: Precios y tipo de cambio



4. Conclusiones

En este trabajo se reportan un conjunto mínimo de hechos estilizados sobre las fluctuaciones cíclicas de la economía peruana. Asimismo, documenta el cambio generado sobre la volatilidad y los comovimientos de las principales variables macroeconómicas, de los cambios en la estructura económica a partir de los 90s y de la adopción del régimen de metas explícitas de inflación a inicios del año 2002.

Entre los principales hechos estilizados reportados destacan: a) un cambio importante en la estructura de la economía peruana en los 90s respecto a los 80s. En particular, en los 90s se observa una mayor apertura comercial y financiera, una mayor estabilidad de las políticas fiscal y monetaria, y una mayor profundización de los mercados financieros, b) a raíz del cambio en la estructura y de la adopción del régimen monetario de metas explícitas de inflación en el año 2002, el comportamiento cíclico de las principales variables macroeconómicas ha cambiado significativamente. En particular, en comparación con el periodo previo (1980-1993), durante el último periodo (1994-2005) se observa: una considerable reducción en la volatilidad del producto (casi 4 veces) y de sus principales componentes, una mayor asociación de los términos de intercambio con el ciclo económico, una política fiscal

menos procíclica, y a partir del 2002, una mayor importancia de las tasas de interés en la evolución tanto del ciclo económico como de la inflación.

Se espera que los hechos documentados en esta investigación sirvan de guía para validar modelos que se construyan para el análisis de política económica. En particular, un modelo dinámico para la economía peruana que no capture, además de los hechos estilizados estándares para economías abiertas y pequeñas, términos de intercambio altamente procíclicos, precios domésticos procíclicos y tasas de interés así como tipo de cambio nominal bilateral contracíclicos no sería una representación válida de la economía peruana.

Si bien es cierto el trabajo incluye un grupo importante de variables macroeconómicas, queda todavía pendiente para futuras investigaciones documentar las características cíclicas de otro grupo de variables importantes, como por ejemplo aquéllas relacionadas con la posición financiera de las empresas, con el mercado de trabajo y con el sector de bienes raíces. Asimismo, sería importante complementar este esfuerzo de investigación, que utiliza información agregada, con otros estudios de similar naturaleza pero que se basen en información desagregada tanto a nivel de familias como de empresas.

Referencias

- Agénor, M. y E. Prasad** (2000), "Macroeconomic fluctuations in developing countries: Some stylized facts", *The World Bank Economic Review*; 14.
- Aguiar, M. y G. Gopinath** (2005), "Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend". *NBER Working paper N° 10734*.
- Baxter, M. y R. King** (1999), "Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 4, pág. 575-593.
- Benigno, G.** (2004), "Real Exchange Rate Persistence and Monetary Policy Rules", *Journal of Monetary Economics*, vol.51, pp. 473-502.
- Bergoing, R. y J.E. Suárez** (2001), "¿Qué debemos explicar? Reportando las fluctuaciones agregadas de la economía chilena", *Revista de Análisis Económico* 16(1): 145-66.
- Blanchard, O., F. Giavazzi, y F. Sa** (2005), "The U.S. Current Account and the Dollar." *Brooking Papers of Economic Activity*, N° 1.
- Burns, A. y W. Mitchell** (1946), "Measuring Business Cycles", *New York, National Bureau of Economic Research*.
- Calderón C. y R. Fuentes** (2006), "Characterizing the Business Cycles in Emerging Economies", mimeo, Central Bank of Chile.
- Cáceres, E. y P. Sáenz** (2002), "Comportamiento cíclico de la economía peruana: 1980 -- 1998". *Revista de Estudios Económicos* #8 . Banco Central de Reserva del Perú. Lima, Junio.



- Canova, F.** (1998), "Detrending and business cycles facts", *Journal of Monetary Economics* N° 41 475-512.
- Carranza, E., J. Fernandez-Baca y E. Moron** (2004), "Peru: Markets, Government and the Sources of Growth". Mimeo, Universidad del Pacifico.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta** (2005), "From Money Aggregates towards an Interest Rate Rule: A Second Order Approach", mimeo, Banco Central de Reserva del Perú.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta** (2006), "Midiendo la Tasa Natural de Interés para la Economía Peruana", *Documento de Trabajo DT 2006-03*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta** (2006), "An Estimated General Equilibrium Model with Partial Dollarization: A Bayesian Approach", *Working Paper 381*, Banco Central de Chile.
- Gertler, M. y D. Comin** (2005), "Medium Term Cycle" *NBER Working Paper*, N° 10003.
- Chang, R. L. Kaltani y N. Loayza** (2005), "Openness Can Be Good for Growth: The Role of Policy Complementarities", *NBER working paper* N° 11787.
- Chari, V.V., P. Kehoe and E. McGrattan** (2002), Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?, *Review of Economic Studies*, Vol. 69, pp. 533-563.
- Christiano L. y T. Fitzgerald** (1999), "The band pass filter" *Working Paper 9906*. *Federal Bank of Cleveland*.
- Den Haan, W.** (2005), "The Comovements between Real Activity and Prices in the G7" por publicarse en *European Economic Review*.
- Fagan, G., J. Henry, y R. Mestre**, (2001), An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area, *European Central Bank Working Paper No. 42*.
- Fatas, A. y I. Mihov** (2005), "Policy Volatility, Institutions and Economic Growth" *CEPR Discussion Paper* N° 5388.
- Forbes, K. y R. Rigobon** (2002), "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements", *The Journal of Finance*, Vol LVII, N° 5
- Loayza, N. y V. Hnatkvska** (2004), "Volatility and Growth" *World Bank Policy Research Working Paper No. 3184*
- Kydland, F. y E. Prescott** (1986), "Business Cycles: Real Facts and a Monetary" Myth" *Quarterly Review Sprint* 14 (2): 3--18, Federal Reserve Bank of Minneapolis
- Kydland F. y C. Zarazaga** (1997), "Is the Business Cycle of Argentina Different?" *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, issue Q IV, pages 21-36
- Lane, P. y G. Milesi-Ferretti** (2001), "Long-Term Capital Movements", *NBER Macroeconomics Annual* 2001.



- Lane, P. y G. Milesi-Ferretti** (2004), "The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates", *Review of Economics and Statistics* 86(4): 841-57.
- Llosa, G., V. Tuesta y M. Vega** (2005), "A BVAR Forecasting Model for Peruvian Inflation", *Documento de Trabajo DT-2005-007*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Lubik, T. y F. Schorfheide** (2005), "A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics", *NBER Macroeconomics Annual* 2005.
- Luque, J. y M. Vega** (2003), "Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: Algunas consideraciones" *Revista de Estudios Económicos* # 10, Banco Central de Reserva del Perú.
- Mendoza, E.** (1995), "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations", *International Economic Review*, vol. 36, 101-137.
- Neumeyer, A. y F. Perri** (2005), "Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates", *Journal of Monetary Economics* 52, 345-380.
- Obstfeld M. y K. Rogoff** (2005), "Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments" *Brooking Papers of Economic Activity*, 1: 2005.
- Prescott, E.** (1986), "Theory Ahead of Business Cycle Measurement" *In Carnegie-Rochester series on Public Policy*, 25, 11-66.
- Rabanal, P. y V. Tuesta** (2006), "Euro-Dollar Real Exchange Rate Dynamics in an Estimated Two-Country Model: What is Important and What is Not" *mimeo, Fondo Monetario Internacional*.
- Restrepo J. y C. Soto** (2004), "Regularidades Empíricas de la Economía Chilena". *Documento de trabajo N° 301*. Banco Central de Chile.
- Walsh, C.** (2003), "Monetary Theory and Policy". *MIT Press* 2da edición

A. El filtro de Baxter y King

Baxter y King (1994) han diseñado un filtro de promedios móviles que permite aislar determinadas frecuencias de la serie (tendencias determinísticas, estocásticas, el componente estacional e irregular) y obtener el componente cíclico de la misma. Este filtro, también llamado Band-pass, utiliza como ponderadores funciones de las frecuencias que se desean extraer. Supongamos, por ejemplo, que estamos interesados en aislar los ciclos cuyas frecuencias se encuentren entre ω_1 y ω_2 . La serie filtrada tendrá la siguiente forma:

$$X_t^F = B(L)x_t$$

donde X_t^F es la serie filtrada, L es el operador de rezagos y $B(L)$ un filtro de promedios móviles simétrico:

$$B(L) = \sum_{h=-\infty}^{\infty} b_h L^h$$

con $b_h = b_{-h}$ y

$$b_0 = \frac{\omega_2 - \omega_1}{\pi}$$

$$b_h = \frac{\text{sen}(\omega_2 h) - \text{sen}(\omega_1 h)}{\pi h}, h = \pm 1, 2, \dots$$

El filtro ideal es un promedio móvil de orden infinito, que no puede aplicarse en la práctica. Por ello, es necesario limitar el tamaño del promedio a un valor finito (rezago de truncación K). Esto genera un filtro aproximado $A(L)$

$$A(L) = \sum_{h=-K}^K a_h L^h$$

Baxter y King (1995) sugieren utilizar un rezago de truncación de tamaño 12 para series trimestrales; otros autores sugieren valores más altos alrededor de 20 para series trimestrales, debido a que algunas correlaciones son sensibles al tamaño del parámetro de truncación (K). El filtro ideal $B(L)$ tiene la propiedad que la suma de los valores de sus ponderadores es cero ($B(1) = 0$). Para mantener dicha propiedad en el filtro aproximado, Baxter y King sugieren normalizar los ponderadores de este último filtro de tal forma que sumen cero. Así, se propone,

$$a_h = b_h + \theta$$

donde

$$\theta = \frac{-\sum_{h=K}^{\infty} b_h}{2K+1}$$

Este filtro tiene la ventaja respecto a otros métodos de estimación de ciclos de permitir extraer exactamente la banda de frecuencias que se consideran como ciclo económico. Así, por ejemplo, Burns y Mitchel (1946) consideran como ciclos económicos fluctuaciones entre 6 y 32 trimestres. Utilizando el filtro de BK se eliminaría las fluctuaciones con periodos superiores a 32 trimestres (tendencia) y las inferiores a 6 trimestres (estacionalidad y componente irregular).

**B. Descripción de los datos**

DESCRIPCION	PERIODO	FUENTE
Ahorro (millones de soles de 1994)	1980.I - 2005.III	Elaboración propia (Web BCRP)
Balanza en cuenta corriente (% PBI)	1980.I - 2005.III	Elaboración propia (Base de Datos BCRP)
Consumo privado (%PBI)	1980.I - 2005.III	Elaboración propia (Base de Datos BCRP)
Consumo privado (mill. S/. de 1994)	1979.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Consumo público (mill. S/. de 1994)	1979.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Crédito del sistema bancario al Sector Privado total (Promedio) (mill. S./.)	1992.I - 2005.III	Elaboración Propia (Web BCRP)
Crédito en US\$ del sistema bancario al sector privado (% PBI)	1992.I - 2005.III	Web BCRP
Deflactor PBI (índice 1994 = 100)	1992.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Web BCRP)
Dinero del sistema bancario (Promedio) (mill. S./.)	1992.I - 2005.III	Elaboración Propia (Web BCRP)
Emisión primaria (% PBI)	1992.I - 2005.III	Web BCRP
Employment rate (%)	1992.I - 2005.II	Federal Reserve Bank of Saint Louis
Export. totales (%PBI) desde 1979	1980.I - 2005.III	Elaboración propia (Base de Datos BCRP)
Exportaciones (Millones de Nuevos Soles de 1994)	1979.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Exportaciones netas (%PBI) desde 1979	1980.I - 2005.III	Elaboración propia (Base de Datos BCRP)
Gastos corrientes no financieros del GG (mill.S/. 1994)	1992.I- 2005.III	Web BCRP
Gastos de capital del GG (mill. S/. 1994)	1992.I- 2005.III	Web BCRP
Gastos financieros del GG (mill S/. 1994)	1993.I - 2005.III	Web BCRP
Gastos no financieros del GG (mill. S/. 1994)	1993.I - 2005.III	Web BCRP
GDP (billions of chained 2000 dollars)	1992.I - 2005.III	Federal Reserve Bank of Saint Louis
Importaciones (Millones de Nuevos Soles de 1994)	1979.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Importaciones totales (%PBI)	1980.I - 2005.III	Elaboración propia (Base de Datos BCRP)
Impulso fiscal (%)	1992.I- 2005.III	Base de Datos BCRP
Índice de Precios al Consumidor de Lima (índice 1994 = 100) (Promedio)	1992.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Web INEI [Información Económica])
Índice de Precios al Consumidor no subyacente Lima (índice 1994 = 100) (Promedio)	1992.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Data BCR)
Índice de Precios al Consumidor no transables Lima (índice 1994 = 100) (Promedio)	1992.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Web BCRP)
Índice de Precios al Consumidor subyacente Lima (índice 1994 = 100) (Promedio)	1992.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Web BCRP)
Índice de Precios al Consumidor transables Lima (índice 1994 = 100) (Promedio)	1992.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Web BCRP)
Índice General de Precios al por Mayor (índice 1994=100) (Promedio)	1999.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Web INEI [Información Económica])
Ingresos corrientes del GG (mill.S/. 1994)	1993.I - 2005.III	Web BCRP
Ingresos tributarios del GC (mill. S/. 1994)	1993.I - 2005.III	Web BCRP
Inversión bruta fija Privada (%PBI)	1980.I - 2005.III	Elaboración propia (Base de Datos BCRP)
Inversión bruta fija privada (mill. S/. de 1994)	1979.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Inversión bruta fija Pública (Millones de Nuevos Soles de 1994)	1979.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Inversión Total (Millones de Nuevos Soles de 1994)	1980.I - 2005.III	Elaboración propia (Web BCRP)
Liquidez del sistema bancario en S/. (Promedio) (mill. S./.)	1992.I - 2005.III	Elaboración Propia (Web BCRP)
Liquidez del sistema bancario Total (Promedio) (mill. S./.)	1992.I - 2005.III	Elaboración Propia (Web BCRP)
Pasivos Externos Netos (%PBI)	1980.I - 2005.II	Elaboración propia (Base de Datos BCRP)
PBI (millones S/. 1994)	1979.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Private fixed investment USA (Billions of chained 2000 dollars)	1992.I - 2005.III	Federal Reserve Bank of Saint Louis
Productividad Marginal del Capital	1980.I - 2005.III	Elaboración propia (Base de Datos BCRP)
Ratio de Dolarización de los Créditos (nominal) (%)	1992.I - 2005.III	Elaboración Propia (Web BCRP)
Ratio de Dolarización de los Depósitos (nominal) (%)	1992.I - 2005.III	Elaboración Propia (Web BCRP)
Real Consumption (mill. euros/ecu 1995)	1980.I - 2003.IV	euro_data_set
Real GDP (mill. euros/ecu 1995)	1980.I - 2003.IV	euro_data_set



DESCRIPCION	PERIODO	FUENTE
Real Gross investment (mill. euros/ecu 1995)	1980.I - 2003.IV	euro_data_set
Real Personal Consumption Expenditures (Billions of chained 2000 dollars)	1992.I - 2005.III	Federal Reserve Bank of Saint Louis
Remuneración real de empleados	1992.I - 2002.IV	Web Ministerio de Trabajo
Remuneración real de obreros	1992.I - 2002.IV	Web Ministerio de Trabajo
Remuneraciones reales empleados	1986.I - 2002.IV	Base de Datos BCRP
Remuneraciones reales obreros	1980.I - 2002.IV	Base de Datos BCRP
Resultado primario estructural (% PBI potencial)	1992.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Resultado primario del GG (mill. S/. 1994)	1993.I - 2005.III	Web BCRP
Sector no transables	1992.I - 2005.IV	Elaboración propia (Web BCRP)
Sector primario	1992.I - 2005.IV	Elaboración propia (Web BCRP)
Sector transables	1992.I - 2005.IV	Elaboración propia (Web BCRP)
Stock de Capital	1979.IV - 2005.III	Base de Datos BCRP
Tasa de Desempleo	1980.I - 2004.IV	Base de Datos BCRP
Tasa de interés nominal en S/. a préstamos de más de 360 días (Promedio)	1992.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Web y Archivos del BCRP)
Tasa de interés nominal en US\$ a préstamos de más de 360 días (Promedio)	1992.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Web y Archivos del BCRP)
Tasa de interés del saldo de CDBCRP (Promedio)	1992.II - 2005.IV	Elaboración Propia (Web BCRP)
Tasa de interés interbancaria en S/. (Promedio)	1995.IV - 2005.IV	Elaboración Propia (Web BCRP)
Tasa interbancaria en US\$ (Promedio)	1995.IV - 2005.IV	Elaboración Propia (Web BCRP)
Tipo de cambio bancario Nuevo Sol / Dólar - Venta (S/. por US\$)	1992.I - 2005.IV	Elaboración Propia (Web BCRP)
Términos de Intercambio - Índice Fisher	1980.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Términos de Intercambio - Índice Paasche	1980.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Tipo de cambio real BCR, índice LASPEYRES	1980.I - 2005.III	Base de Datos BCRP
Variación de existencias (Millones de Nuevos Soles de 1994)	1979.I - 2005.III	Base de Datos BCRP



Expectativas de depreciación y diferencial de tasas de interés: ¿Hay regímenes cambiantes?

*El caso de Perú**

Alberto Humala

alberto.humala@bcrp.gob.pe

1. Introducción

Un episodio reciente de creciente diferencial de tasas a favor de la moneda extranjera (US dólares) ha renovado la atención en la paridad descubierta de tasas de interés (PDI) en el sistema financiero peruano¹. Con tal diferencial de tasas de interés, la PDI sugiere la presencia de presiones devaluatorias de corto plazo. La depreciación reciente de la moneda local, en efecto, es consistente con la versión dinámica de la PDI según la cual, con el tipo de cambio futuro esperado constante, la depreciación corriente genera una apreciación futura esperada. Esto plantea, entonces, la interrogante de si el Banco Central debiera reestablecer la tasa de interés doméstica (bajo un esquema de metas de inflación) a un nivel superior a la tasa en dólares (o, por lo menos, disminuir el diferencial negativo), a fin de reducir las presiones devaluatorias.

Las preguntas relevantes son, sin embargo, si la PDI es una relación válida de los mercados financieros y si el diferencial de tasas de interés es un buen predictor de las variaciones del tipo de cambio. Evidentemente, estos son temas empíricos y requieren ser evaluados. A pesar del rechazo empírico usual (en la literatura internacional) de la PDI en el corto plazo, es factible explotar la información contenida en los diferenciales de tasas de interés para proyectar movimientos cambiarios.² La primera pregunta, sobre la validez de la PDI, es abordada en este documento; mientras que en posterior investigación se analizará la segunda interrogante, sobre el poder de predicción de los diferenciales de tasas.

* Una versión previa de esta investigación fue publicada como Documento de Trabajo del Banco Central de Reserva del Perú en enero de 2007. El autor agradece a los participantes del Encuentro de Economistas del BCRP, en marzo de 2006, por sus comentarios y sugerencias; a Vicente Tuesta por comentarios a una versión preliminar y a Gabriel Rodríguez por revisar una versión reciente. Los errores subsistentes son responsabilidad del autor. Las opiniones vertidas en este documento corresponden al autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

¹ Se refiere a las tasas interbancarias durante el segundo semestre de 2005.

² Alternativamente, la información contenida en las primas forward (la diferencia entre el tipo de cambio forward y el spot) puede desempeñar este rol. Véase Clarida, Sarno, Taylor y Valente (2003). Aunque dado que el sistema financiero peruano carece de un mercado cambiario a futuro profundo, datos sobre esta prima no están públicamente disponibles.



Respecto a la evaluación del cumplimiento de la PDI, recientemente, Chinn y Meredith (2005) muestran evidencia favorable a la paridad con instrumentos financieros de largo plazo (bonos a 5 años). Por su parte, Chaboud y Wright (2003) encuentran soporte para la PDI en intervalos de tiempo muy corto (frecuencia de datos intra-diaria), en los cuales la prima por riesgo no juega un rol importante como para introducir desvíos en la paridad. No obstante estos aportes, en el corto plazo se mantiene mayoritariamente el hecho estilizado de pendiente negativa en evaluaciones empíricas de la PDI.

Por otra parte, considerando la utilidad de la PDI para proyectar movimientos cambiarios, Sarno y Valente (2004) reportan el desempeño de un modelo no lineal de la estructura temporal de primas forward (un VECM con cambios de régimen Markov) en la proyección de corto plazo del tipo de cambio spot. Ellos documentan que el modelo no lineal con dos regímenes supera su contraparte lineal sobre la base de proyecciones de densidad. El argumento es que el incumplimiento empírico de la PDI no es económicamente importante (aunque sí lo sería estadísticamente) como para representar ineficiencias de mercado u oportunidades regulares de ganancias extraordinarias en uno de los regímenes de la economía. En el otro régimen, el desvío de la relación de paridad no sería significativo estadística ni económicamente. Al utilizarse modelos lineales, bajo la presencia de no linealidades, el rechazo empírico de la PDI puede ser erróneamente interpretado como evidencia de ineficiencia del mercado.

Este documento evalúa empíricamente la PDI en Perú. El objetivo no es tanto evaluar la eficiencia del mercado cambiario³ sino estudiar las características de esta relación que puedan condicionar la información contenida en los diferenciales de tasas de interés y su desempeño como estimador de las variaciones cambiarias. Para ello, es necesario evaluar las regularidades empíricas de la relación de PDI utilizando diversas especificaciones econométricas de la misma. La metodología inicial estándar es una regresión lineal simple, que considera la información estadística sobre instrumentos financieros apropiados.⁴ Es conveniente también utilizar modelos multiecuacionales (VAR o VECM) que permitan evaluar las interrelaciones entre las variables involucradas (o la persistencia de las mismas).

Alternativamente, se evalúa la presencia de no linealidades en los mercados financieros a través de modelos de regímenes cambiantes Markov (uniecuacionales y multiecuacionales). Una amplia corriente de literatura internacional reciente, teórica y empírica, ha documentado la presencia de no linealidades en el tipo de cambio y en las tasas de interés.⁵ Posiblemente, entonces, la relación entre la depreciación esperada y los diferenciales de tasas de interés esté sujeta a dichas tendencias no lineales. Al respecto, durante la última década, el sistema financiero peruano ha estado expuesto a crisis financieras internacionales y a cambios de política domésticos que podrían haber inducido comportamientos de regímenes cambiantes en estas variables o en la relación entre ellas.

³ El mercado cambiario en Perú es pequeño en términos de operaciones diarias. En particular, aunque las operaciones cambiarias a futuro son importantes, el mercado está lejos de ser completo. Un mercado completo es aquél en el que la cobertura de riesgos de todos los posibles estados futuros puede realizarse con combinaciones de los activos existentes.

⁴ Tasas de interés de muy corto plazo del mercado de dinero (interbancarias, por ejemplo) representan adecuadamente las tasas de interés en la PDI. No obstante ello, esto es un tema empírico. Debe considerarse aquellas tasas que en la práctica utilizan los bancos para valorizar sus operaciones forward.

⁵ Véase, por ejemplo, Clarida, Sarno, Taylor y Valente (2003), Martínez (2002) y Sarno (2005) para el tipo de cambio y Ang y Bekaert (2002), Bansal y Zhou (2002) y Dahlquist y Gray (2000) para las tasas de interés.



Los resultados empíricos que se reportan en este documento muestran evidencia consistente con cambios de régimen en la PDI para Perú. Estos cambios se alternarían entre períodos (con mayor incertidumbre) en que la paridad se cumple en promedio y períodos (de mayor estabilidad) en que las desviaciones de la paridad son significativas. Tales fluctuaciones de régimen estarían asociadas a la volatilidad de los movimientos cambiarios y la incertidumbre de los mercados financieros. Aunque las aproximaciones lineales para evaluar la PDI sugieren la inestabilidad de los parámetros de la relación, no logran capturar esta secuencia de regímenes cambiantes. Los modelos lineales reportan evidencia favorable a la PDI cuando se incluyen períodos con mayores expectativas inflacionarias y contraria a la paridad en los períodos de menor incertidumbre de precios (como bajo el esquema de metas de inflación).

Este documento está organizado de la siguiente manera. En la Sección 2, se presenta una revisión breve del estado actual de la literatura de la PDI y se describe las metodologías empleadas en este trabajo. La siguiente sección describe y analiza preliminarmente los datos. La Sección 4 presenta la metodología lineal para evaluar la PDI. Posibles no linealidades en la PDI son exploradas y discutidas en la Sección 5. La última sección resume los resultados de este trabajo y plantea la agenda de investigación futura.

2. Marco Teórico

2.1 La paridad de tasas de interés

La paridad descubierta de tasas de interés es una relación crucial en economía y finanzas internacionales. La condición establece que el diferencial entre una tasa de interés en moneda local y una tasa de interés en moneda extranjera es igual a la depreciación esperada de la moneda local sobre el mismo período de maduración que los instrumentos financieros involucrados. Esta relación se refiere así a las decisiones de inversión en dos monedas distintas, que para ser equivalentes en sus rendimientos deben incluir la evolución del tipo de cambio entre ambas. La representación teórica de esta relación está dada por:

$$(1 + i_t) = \frac{(1 + i_t^*)E_{t+k}^e}{E_t} \quad (1)$$

El lado izquierdo de la Ecuación (1) muestra el rendimiento de la inversión en moneda local a la tasa de interés i_t . En equilibrio, esta alternativa debe ser equivalente al retorno de la inversión en moneda extranjera (lado derecho de la ecuación). Para hacer comparables los retornos, entonces, el monto inicial en soles es transformado a dólares al tipo de cambio E_t ; invertido en un instrumento financiero denominado en dólares a la tasa de interés i_t^* y, al vencimiento k períodos adelante, transformado a soles al tipo de cambio esperado E_{t+k}^e (desconocido en t). El enfoque estándar de la PDI asume

expectativas racionales y neutralidad al riesgo para los inversionistas (una hipótesis conjunta).⁶ En aplicaciones empíricas, sin embargo, se incluye frecuentemente una prima por riesgo (de invertir en la moneda extranjera) que ajusta el retorno de la inversión alternativa en dólares por un parámetro adicional (ϕ_t en la siguiente expresión):

$$(1+i_t) = \frac{(1+i_t^*)(1+\phi_t)E_{t+k}^e}{E_t} \quad (2)$$

Para validar la PDI, los instrumentos financieros involucrados deben diferir entre sí sólo en la moneda de denominación. Deben, por lo tanto, ser similares en riesgo crediticio, tratamiento tributario, costos de transacción y cualquier otra característica financiera relevante. Las ecuaciones (1) y (2) deben ajustarse por cualquiera de estos elementos si difirieran significativamente entre las monedas consideradas, pues para obtener conclusiones válidas sobre la PDI, es importante considerar los instrumentos apropiados.⁷

2.2 Evaluaciones lineales de la PDI

Asumiendo, sin pérdida de generalidad, que $k = 1$, la siguiente forma expandida de la Ecuación (2) presenta más claramente la racionalidad económica de la PDI.⁸

$$i_t = i_t^* + \phi_t + E(\Delta e_{t+1}) + \gamma_t \quad (3)$$

donde $E(\Delta e_{t+1})$ representa el cambio esperado en el tipo de cambio (expectativas de devaluación) y γ_t es un término incluido para representar cualquier prima por riesgo adicional. Si, por ejemplo, las expectativas de devaluación provienen de un determinado proceso generador de datos, esta representación sugeriría que las tasas de interés también están sujetas a dicho proceso. Alternativamente, reordenando los términos y siguiendo el enfoque de expectativas racionales y neutralidad al riesgo, de la Ecuación (3), la representación econométrica (lineal) estándar de la PDI está dada por:

$$E(\Delta e_{t+1}) = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

donde los parámetros α y β deben ser, respectivamente, cero y uno, y los errores ε_{t+1} estar idéntica e independientemente distribuidos (*iid*) para que se cumpla en promedio la PDI.

⁶ La depreciación efectivamente realizada resulta igual a las expectativas de depreciación y los agentes sólo consideran el rendimiento esperado de su inversión en su optimización mas no el riesgo involucrado en ella.

⁷ En aplicaciones para países europeos, se usan con frecuencia los euro-depositos para la estimación de los diferenciales de tasas de interés. Estos depositos tienen la ventaja que sólo difieren en la moneda de denominación.

⁸ Se obtiene tomando logaritmos a ambos lados de la Ecuación (2), reordenando los términos y usando la aproximación $\log(1+i_t) = i_t$ (para valores bajos de las tasas de interés). El logaritmo de E_t está dado por e_t . La forma logarítmica de las variables elude la paradoja de Siegel, según la cual la expectativa de una variable y su inversa no son equivalentes si están en niveles (por lo que el resultado sería sensible a la definición del tipo de cambio).



La mayoría de las estimaciones econométricas de esta representación, para instrumentos financieros con vencimientos de corto plazo (hasta 12 meses), muestra evidencia contraria a la PDI.⁹ Es decir, se obtiene usualmente valores de α estadísticamente distintos de cero y de β negativos (con frecuencia, cercanos a la unidad). Este desvío respecto a la PDI puede explicarse por la presencia de primas por riesgo variantes en el tiempo que invalidan el supuesto de neutralidad al riesgo. Alternativamente, puede explicarse por el problema del Peso (en referencia al Peso Mexicano), por burbujas racionales o por el aprendizaje de cambios de régimen, todos los cuales invalidarían el supuesto de expectativas racionales. Sin embargo, aun en modelos teóricos, estos factores no son suficientes para explicar la desviación de la PDI.¹⁰

Investigaciones recientes, sin embargo, se han concentrado en el largo plazo y en el muy corto plazo (data intra diaria) para evaluar la PDI, con resultados más favorables a la hipótesis conjunta de expectativas racionales y neutralidad al riesgo. Chinn y Meredith (2005), por ejemplo, evalúan la PDI usando tasas de interés de bonos de largo plazo. En su trabajo, no pueden rechazar la hipótesis nula de pendiente unitaria (aunque tampoco que sea igual a cero), lo cual constituye un resultado importante en la literatura de la PDI. Sus resultados son robustos a la frecuencia de los datos, el período de estimación, la definición del rendimiento y la moneda base. En la ecuación que evalúan, Chinn y Meredith (2005) usan el tipo de cambio de monedas de seis países desarrollados contra el dólar americano (sobre el período 1980Q1 – 2000Q4) y lo regresionan respecto a diferenciales de tasas de interés para bonos a 5 años. Sin embargo, advierten que su data no es enteramente apropiada para evaluar la PDI, pues utilizan vencimientos que solo aproximan el plazo escogido, instrumentos transados sólo al interior de cada país (sujetos a probables diferencias impositivas y control de capitales) y algunos bonos que no son cupón cero.¹¹

Aunque estos resultados son importantes, deben ser tomados con cautela. Chinn y Meredith (2005) concluyen que en el corto plazo, tasas de interés más altas están típicamente asociadas con una futura apreciación, lo cual es consistente con el hecho estilizado de pendiente unitaria negativa. Por ello, mantienen la conclusión que la información contenida en los diferenciales de tasas de interés es insuficiente para proyectar los movimientos cambiarios de corto plazo. Sobre horizontes más largos, el efecto temporal de choques cambiarios desaparece y la evidencia mostraría mayor consistencia con la dinámica de los fundamentos y la PDI. Sin embargo, aun en el largo plazo, los diferenciales de tasas de interés sólo explicarían una parte reducida de la varianza cambiaria.

Explotando el hecho que los diferenciales de tasas de interés sólo se pagan en posiciones abiertas interdiarias, Chaboud y Wright (2003) encuentran que la PDI es válida para algunas monedas fuertes en frecuencias muy altas (intra diarias). Su investigación empírica considera tasas de interés

⁹ Para una revisión literaria reciente sobre la PDI véase Sarno y Taylor (2002).

¹⁰ Véase, por ejemplo, Lucas (1982), donde para que la prima por riesgo explique parte importante del desvío de la PDI, se requiere un coeficiente de aversión al riesgo muy alto o una correlación muy estrecha entre el consumo y el tipo de cambio. De manera similar, Chinn y Meredith (2004) requieren de la existencia de choques muy grandes en la prima por riesgo para generar la volatilidad cambiaria observada en su modelo.

¹¹ Bonos cuyo rendimiento esperado incluye el pago de intereses antes de su vencimiento.

anualizadas spot/next observadas cada 5 minutos.¹² Así se relacionan las variaciones cambiarias con diferenciales de tasas de interés sólo sobre aquellos intervalos donde esos diferenciales realmente devengan. Los autores sostienen que aunque el rechazo de la PDI puede atribuirse a la existencia de una prima por riesgo, el tamaño de esta prima se reduce a cero en intervalos de tiempo suficientemente pequeños.

Una variante de la PDI permite utilizar alternativamente el tipo de cambio forward para evaluar la paridad de tasas de interés. Por ejemplo, Clarida y Taylor (1997) y Koutmos (1998) se basan en la relación de cointegración entre el tipo de cambio spot y el forward para argumentar que las primas forward (la diferencia entre el tipo de cambio forward y el spot) contienen información útil para proyectar la media esperada de las variaciones cambiarias. Esta aproximación corresponde a la paridad cubierta de tasas de interés (PCI), por la cual los inversionistas se cubren del riesgo cambiario fijando el precio futuro de la moneda extranjera en el mercado forward corriente:

$$(1+i_t) = \frac{(1+i_t^*)F_t^k}{E_t} \quad (5)$$

en donde el tipo de cambio esperado para el período $t+k$ ha sido reemplazado por el tipo de cambio forward, k períodos adelante, transado en el período t corriente. Siendo ésta una relación de arbitraje (todas las variables son conocidas en t), la evidencia empírica es más consistente con la PCI de acuerdo a la siguiente regresión:

$$(f_t - e_t) = \alpha^{PCI} + \beta^{PCI}(i_t - i_t^*) + \xi_t \quad (6)$$

donde el logaritmo de F_t^k está dado por f_t (para $k = 1$) y los supraíndices sobre los parámetros indican su diferencia respecto a aquellos de la Ecuación (4). Asumiendo la validez empírica de la PCI, una forma alternativa de evaluar econométricamente la PDI es, entonces, una combinación de las ecuaciones (4) y (6):

$$E(\Delta e_{t+1}) = \alpha^{PDI} + \beta^{PDI}(f_t - e_t) + \mu_{t+1} \quad (7)$$

Una característica importante de este marco teórico es que puede acomodar desviaciones de la versión de neutralidad al riesgo de la hipótesis del mercado eficiente y, aún así, permitir que el contenido de información de la estructura temporal de primas forward sea significativo. Si el tipo de cambio spot y los forwards están cointegrados, un modelo de corrección de errores vectorial (VECM) es una representación óptima del sistema y puede ser útil para predecir los movimientos cambiarios futuros.

No obstante la cointegración, el tipo de cambio spot podría estar causado (a lo Granger) sólo por sus propios rezagos. En cuyo caso no habría información relevante en la estructura temporal de las primas forward que ayude a proyectar movimientos cambiarios. Si el tipo de cambio spot es causado a lo Granger por otra información distinta a sus propios valores rezagados, entonces la prima forward contiene esta información y será útil para proyectar movimientos cambiarios futuros. El supuesto

¹² Estas tasas se refieren a operaciones que maduran un día después que las operaciones spot. Es decir, usualmente son operaciones a 3 días útiles.

crucial es que las desviaciones de la versión neutral de la hipótesis del mercado eficiente son realizaciones de un proceso estocástico estacionario. Aun si los inversionistas son adversos al riesgo o sus expectativas no son exactamente racionales, el mecanismo de mercado puede asignar una significativa cantidad de información en el tipo de cambio forward.

Respecto a la evaluación empírica de la PDI, la interpretación de los resultados debe ser cuidadosa porque aun si el investigador no puede rechazar las hipótesis que α es cero y β es uno, los residuos de la ecuación representan en sí mismos oportunidades de arbitraje. Económicamente, la PDI puede cumplirse en promedio sobre un período de tiempo pero no cumplirse continuamente sobre ese mismo período. Como Sarno y Taylor (2002) advierten, hacer pruebas econométricas de la PDI es útil para evaluar el hecho estilizado amplio de la PDI (en los modelos de tipo de cambio, por ejemplo), pero ello no dice mucho respecto a la eficiencia del mercado.

2.3 Regímenes cambiantes en la PDI: proyecciones

Desde una perspectiva distinta, Sarno (2005) reporta sobre los avances de los modelos de regímenes cambiantes para utilizar información relevante de los mercados financieros en la proyección de variaciones cambiarias. Sarno enfatiza que la estructura temporal de primas forward contiene suficiente información explotable para proyectar el tipo de cambio spot (dada la tendencia estocástica común -cointegración- entre el tipo de cambio spot y forward). De manera que, los modelos VECM de regímenes cambiantes mejoran sustancialmente las proyecciones de movimientos cambiarios de modelos sencillos como los de camino aleatorio. Aunque estos modelos no lineales sólo superarían marginalmente a los modelos VECM lineales si se evalúan con las medidas de precisión de proyecciones tradicionales (media y varianza esperadas). Pero al utilizar proyecciones de la función de densidad, Sarno y Valente (2004) muestran claramente la superioridad de los modelos VECM no lineales frente a sus contrapartes lineales. Esto revela la conveniencia de utilizar modelos no lineales para capturar, por ejemplo, distribuciones de probabilidad no normales. El siguiente es el VECM de regímenes cambiantes Markov utilizado por estos autores:

$$\Delta y_t = v(s_t) + \Pi y_{t-1} + \sum_{d=1}^{p-1} \Gamma_d \Delta y_{t-d} + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde y_t es un vector que contiene el tipo de cambio spot y los tipos de cambio forward con distintos vencimientos (n variables endógenas en total); $v(s_t)$ es el vector de interceptos condicionales al régimen y $\varepsilon_t \sim NID(0, \sum_{\varepsilon}(s_t))$ es el vector de residuos, también condicional al régimen.¹³ La variable de estado s_t determina el régimen m prevaleciente en cada período t . Para completar el

¹³ Una generalización de este modelo consideraría los parámetros de la relación de cointegración, Π , y de la dinámica de ajuste, Γ_d , como también variantes con el régimen.

modelo, se asume que el proceso generador de los datos es una cadena de Markov ergódica, gobernada por las probabilidades de transición $p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j / s_t = i)$ y con $\sum_{j=1}^m p_{ij} = 1 \forall i, j \in \{1, 2, \dots, m\}$.

La relación entre depreciación esperada y diferencial de tasas de interés (o, alternativamente, la PCI) puede ser no lineal debido a una serie de razones. Costos de transacción, intervenciones de la banca central o la existencia de límites a la especulación, son factores que pueden definir una banda de inacción donde los desvíos de la relación no atraigan capitales especulativos.¹⁴ De esta manera, en la cercanía de la PDI, los rendimientos esperados extraordinarios pueden ser estadísticamente significativos y persistentes, pero no necesariamente serlo en términos económicos como para atraer capitales especulativos. Con retornos superiores, suficientemente amplios como para atraer especulación, la relación spot-forward del tipo de cambio revierte rápidamente hacia la PDI. Así, el hecho estilizado que la condición de PDI sea estadísticamente rechazada por los datos en modelos lineales puede no ser indicativo de ineficiencia de mercado. Como lo señalan Sarno y Valente (2004), con modelos de regímenes cambiantes, las ineficiencias implicadas por este rechazo (en uno de los regímenes) parecen ser limitadas y no tan importantes económicamente.

Asumir que la PCI se cumple para poder evaluar la PDI incluyendo los tipos de cambio forward es apropiado en la medida que permite explotar la información contenida en las primas forward para predecir movimientos cambiarios en el mercado spot. Sin embargo, esta metodología, no es tan directamente aplicable en mercados financieros emergentes, si dicha información no está libremente disponible. Nótese, por ejemplo, que en el caso peruano, las series de tipo de cambio forward no son publicadas centralizadamente, por lo que tendría que utilizarse los diferenciales de tasas de interés para construir series implícitas del tipo de cambio forward.¹⁵

2.4 Regímenes cambiantes en la PDI: validez de la paridad

En este documento, a fin de representar la posibilidad de cambios de régimen en la PDI y evaluar su validez empírica, se estima el siguiente modelo uniecuacional:

$$E(\Delta e_{t+1}) = \alpha_{s_t} + \beta_{s_t} (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (9)$$

donde el término de error ε_t es un proceso estocástico Gaussiano: $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma(s_t))$ y todos los parámetros son condicionales a una variable no observable, $s_t \in (1, \dots, M)$, que indica el régimen prevaleciente en los mercados financieros en cada momento t . Se asume que la variable estocástica s_t puede tomar los valores 0 y 1 y que el proceso generador del régimen es una cadena de Markov homogénea y discreta, definida por las probabilidades de transición:

¹⁴ Las instituciones financieras sólo toman posiciones especulativas si esperan de su estrategia retornos extraordinarios por unidad de riesgo mayores a aquellos obtenidos de estrategias alternativas (por ejemplo, una estrategia pasiva). Sarno (2005).

¹⁵ La información disponible está más bien relacionada a los volúmenes transados en el mercado forward. Esta información sugiere, efectivamente, un mercado incompleto. Existe una notoria asimetría en los volúmenes de venta y compras futuras de moneda extranjera que induce, por ejemplo, que los bancos que ofrecen dólares a futuros tengan que cubrir su posición demandando dólares en el mercado spot (antes que en el mercado forward).



$$\Pr(s_{t+1} = j | s_t = i) = p_{ij} \quad (10)$$

De manera que, asumiendo que la probabilidad que s_t tome un valor particular j depende sólo del valor i que tomó un período anterior (un proceso de cadena de Markov), habrá hasta cuatro probabilidades de transición:

$$\Pr(s_{t+1} = 0 | s_t = 0) = p_{00} \quad (11)$$

$$\Pr(s_{t+1} = 1 | s_t = 0) = p_{01} \quad (12)$$

$$\Pr(s_{t+1} = 0 | s_t = 1) = p_{10} \quad (13)$$

$$\Pr(s_{t+1} = 1 | s_t = 1) = p_{11} \quad (14)$$

Tal como están definidas, estas probabilidades de transición son constantes. Nótese, además, que necesariamente se cumple que:

$$\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \forall i, j \in \{1, 2\}$$

Es decir, $p_{00} + p_{01} = 1$ y $p_{11} + p_{10} = 1$ (donde M es el número de regímenes, en este caso 2). La matriz de transición P reúne estas probabilidades para representar el proceso de Markov de dos estados s_t :

$$P = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{pmatrix} \quad (15)$$

La matriz P asume que cada p_{ij} es menor que uno, de manera que aunque un régimen sea persistente, no será absorbente (una vez que el sistema alcanza ese régimen, se mantendría allí indefinidamente).¹⁶ La posibilidad de cambiar a otro régimen es siempre positiva. Otro supuesto es que uno de los valores propios de la matriz es 1 y el otro está dentro del círculo unitario.¹⁷ Estas dos características (supuestos) hacen que la matriz P represente un proceso de Markov ergódico irreducible. Así, el vector propio asociado al valor propio unitario define el vector de probabilidades incondicionales (ergódicas):

$$P(s_t = j) = \begin{pmatrix} (1 - p_{11}) / (2 - p_{00} - p_{11}) \\ (1 - p_{00}) / (2 - p_{00} - p_{11}) \end{pmatrix} \quad (16)$$

El primer (segundo) elemento de esta matriz de probabilidades ergódicas representa la probabilidad incondicional que el proceso de Markov esté en el régimen 0 (1) en cualquier período t .

Alternativamente, la no linealidad en la PDI puede ser evaluada en un sistema VAR sujeto a cambios de régimen tal como el siguiente:

¹⁶ De ser absorbente, sería equivalente a estimar un modelo lineal, en cuyo caso no habría cambio de régimen.

¹⁷ Dado que las columnas de P suman uno, la unidad es uno de los valores propios.

$$y_t = v(s_t) + \sum_{j=1}^m A_j(s_t) y_{t-j} + u_t \quad (17)$$

donde el término de error u_t es un proceso estocástico Gaussiano: $u_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ y todos los parámetros son condicionales al régimen dado por la variable no observada s_t . En este caso, y_t es un vector de variables endógenas que incluye la depreciación observada y los diferenciales de tasas de interés (en ese orden). Al igual que en el caso uniecuacional, las probabilidades de transición están definidas como constantes.

Para la estimación de los modelos representados por las ecuaciones (9) y (17) se utiliza el algoritmo de maximización de expectativas. Este algoritmo está basado en un proceso iterativo de dos etapas: la de formación de expectativas y la de maximización. Estas etapas están dirigidas a estimar los parámetros de la función de verosimilitud condicional para la(s) variable(s) endógena(s) y las probabilidades de transición. Dado que la variable de estado (régimen) s_t no es observable, la cadena de Markov tiene que ser inferida condicional en las variables observadas.¹⁸

3. Descripción y análisis preliminar de los datos

La PDI establece que la depreciación esperada para un período de tiempo debe equivaler al diferencial de tasas de interés de los instrumentos financieros con ese vencimiento. Para validar las conclusiones de la PDI se asume implícitamente que las tasas de interés no están sujetas a cambios durante el período de inversión. Por esta razón, instrumentos de corto plazo (usualmente hasta un año) han sido ampliamente preferidos en la literatura empírica de la PDI. Además, asumiendo que en el corto plazo las tasas reales no difieren sustancialmente de las nominales, la PDI ha sido fundamentalmente estudiada en función del tipo de cambio nominal y las tasas de interés nominales.¹⁹ En la Ecuación (4), las tasas de interés están tomadas en niveles (en porcentajes anuales) y la depreciación como diferencias logarítmicas (variación expresada también en términos anuales).

Debe considerarse que la depreciación esperada toma como referencia un diferencial de tasas de interés representativo de toda la estructura de tasas de interés de los mercados financieros. En este sentido, la tasa de interés interbancaria local y una tasa de interés similar internacional son comúnmente señaladas como adecuadas para evaluar la PDI en el corto plazo, dado que representan el costo de oportunidad básico de los fondos bancarios. En la práctica, sin embargo, para valuar sus operaciones cambiarias forward, los bancos utilizan aquellas tasas a las que pueden efectivamente intermediar sus fondos en el momento que realizan la operación. Y estas tasas pueden diferir considerablemente de las tasas interbancarias. En este documento, las tasas de interés utilizadas

¹⁸ Véase Hamilton (1994) para una descripción de este algoritmo aplicado a modelos de cambios de régimen.

¹⁹ Supuesto válido para economías desarrolladas con bajos niveles de inflación, pero no necesariamente para economías emergentes. No obstante esto, en la literatura empírica se ha estudiado con frecuencia también la relación entre variables reales.



corresponden a la frecuencia mensual empleada para evaluar la PDI. En este sentido, las tasas de interés interbancarias no fueron seleccionadas por representar operaciones financieras diarias.²⁰

Las tasas de interés utilizadas corresponden a depósitos a plazo hasta 30 días en soles y dólares de las empresas bancarias.²¹ La frecuencia es mensual y los datos son tomados como promedios (cada observación se refiere al promedio del mes calendario respectivo). La tasa representativa es un promedio ponderado por los saldos totales de depósitos.²² En estricto, la información relevante es respecto a las tasas de las operaciones realizadas durante el mes y no sobre los saldos vigentes en el mes, pues en este último caso las tasas podrían traslaparse (incluyendo operaciones de hasta 30 días previos). No obstante, se asume implícitamente que este efecto no distorsiona significativamente las conclusiones de las estimaciones.

Se ha considerado como tasa extranjera la tasa de interés bancaria en moneda extranjera para el mercado local y no una tasa de interés externa.²³ De esta manera, la principal diferencia en las tasas de los depósitos a plazo es la moneda de denominación y no características de sistemas financieros o países distintos. El diferente encaje marginal al que están sujetos estos instrumentos en el mercado local está recogido ya en la información contenida en el precio (tasas de interés) de los mismos.

En el caso del tipo de cambio, la depreciación observada se considera como representativa de la depreciación esperada en la Ecuación (4) (asumiendo con ello expectativas racionales). Ello permite estimar la Ecuación (4) directamente por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Aunque, dado que la distribución de probabilidad de las expectativas de depreciación no es completamente conocida (en caso no se cumplan las expectativas racionales), se utiliza alternativamente el método generalizado de momentos (GMM) para corregir la desviación estándar de los estimadores.²⁴ La depreciación se mide como la diferencia en logaritmos del tipo de cambio bancario (promedio compra y venta). De nuevo, la frecuencia es mensual y el dato corresponde al promedio mensual. Se asume implícitamente que la información de promedio mensual es suficientemente informativa para evaluar la validez de la PDI.

El período de estimación es de enero de 1992 hasta setiembre de 2005. Para efectuar un análisis de sensibilidad, se utilizan alternativamente los períodos 1994-2005, 1996-2005 y 2000-2005.²⁵ En este último período de estimación se utiliza además las tasas de interés publicadas por la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS), las cuales corresponden directamente al promedio de tasas reportadas por los bancos en la valorización de sus operaciones cambiarias forward.

Las estimaciones asumen neutralidad al riesgo. Sin embargo, al omitirse la prima por riesgo siendo ésta una variable significativa, los coeficientes resultantes pueden estar sesgados y ser inconsistentes.

²⁰ También se realizaron estimaciones con las tasas interbancarias, que arrojaron resultados cualitativamente similares a los reportados con las otras tasas de interés.

²¹ De manera similar a los eurodepósitos utilizados en estudios empíricos de la PDI para países europeos, se toman estas tasas de interés que sólo difieren en la moneda de denominación.

²² A partir de diciembre 2001 las tasas se ponderan diariamente de acuerdo a la participación de cada banco.

²³ Como podría haber sido la tasa de la Reserva Federal de Estados Unidos o una tasa LIBOR (a 30 días). Nuevamente, también se realizaron estimaciones con estas tasas de interés externas y los resultados son cualitativamente similares.

²⁴ Los resultados obtenidos son cualitativa y cuantitativamente similares con ambas metodologías (véase Tabla 1, por ejemplo).

²⁵ Todos los datos son tomados de la sección de estadísticas del portal www.bcrp.gob.pe del Banco Central de Reserva del Perú.

Para evaluar esta posibilidad, se incluye en la PDI una medición de prima por riesgo para los períodos 1996-2005 (el diferencial de tasas de interés interbancarias como indicador de riesgo cambiario) y 1999-2005 (el índice de bonos de mercados emergentes, EMBI, como indicador de riesgo país). Se definen estos períodos según la disponibilidad de los indicadores respectivos.

La evolución de las tasas de interés puede apreciarse en la Ilustración (1). Nótese que en el caso de la tasa de interés en moneda local, a partir de 1994 reduce significativamente su nivel. El diferencial de tasas disminuye consistentemente durante todo el período de observación, aunque no revierte su signo (a favor de la tasa en moneda extranjera), como sí es el caso de las tasas interbancarias (Ilustración 2) en los últimos meses de la muestra.

Una aproximación visual a la evaluación de la PDI se muestra en la Ilustración 3. Esta figura, sugiere una relación positiva (aunque no muy compacta) entre la depreciación observada y el diferencial de tasas de interés en los tres primeros períodos de estimación. Sin embargo, para el período que empieza en enero de 2000, la pendiente se torna negativa. En términos de la Ecuación (4), el parámetro β sería positivo y, aparentemente, no muy distinto a la unidad si se consideran los tres primeros períodos de estimación. La dispersión de las observaciones alrededor de esta pendiente unitaria, sin embargo, muestran claramente que aunque el promedio es consistente con la PDI, ello no necesariamente representaría ausencia de oportunidades de arbitraje en los mercados financieros. Tampoco se descarta la relevancia de alguna otra variable (de riesgo, por ejemplo) que explique ese desvío puntual significativo de la PDI. Similarmente, aunque la pendiente de la relación es negativa para el período 2000-2005, las observaciones puntuales están muy dispersas del promedio y no necesariamente implican ineficiencia de los mercados cambiarios. El paso de una pendiente positiva a una negativa, condicional al período de estimación, sugiere ciertamente una inestabilidad en el parámetro que requiere un análisis más formal.

4. Evaluaciones lineales de la PDI

4.1 Ecuación estándar de la PDI

Una forma inicial de evaluar la PDI es estimando la Ecuación (4) para los períodos considerados. Los resultados de la estimación GMM y MCO se muestran en la Tabla 1. Si bien el GMM tiene la ventaja de no requerir la especificación de la función de verosimilitud para estimar los parámetros de la regresión, no explota eficientemente toda la información disponible dado que para definir la matriz de ponderación utiliza sólo algunos momentos de la muestra (en vez que toda la distribución).²⁶ La estimación MCO, por su parte, puede no ser la adecuada si las expectativas racionales no son válidas y se tiene una distribución (no normal) de los datos desconocida. Por consistencia, entonces, se muestran ambas estimaciones, aunque se enfatiza las pruebas de hipótesis de los modelos estimados

²⁶ Véase Hamilton (1994). Adicionalmente, las muestras no serían suficientemente grandes como para explotar las ventajas de este método.



mediante MCO para mostrar eventuales deficiencias estadísticas de especificación al estimar la Ecuación (4) en su forma original.²⁷

El parámetro β estimado fluctúa entre 0.415 (0.421) y 1.086 (1.15) en la estimación por MCO (GMM) para los períodos que incluyen parte de los años 1990s. Contrario a los resultados usuales en la literatura empírica de la PDI, la pendiente resulta positiva e insignificamente distinta a la unidad.²⁸ Sin embargo, cuando la muestra es restringida al período 2000-2005, el parámetro de la estimación MCO (GMM) es -0.224 (-0.286). Nótese, sin embargo, que a pesar del valor negativo de β en este caso, no se corrobora el hecho estilizado de pendiente unitaria negativa.

En los períodos de estimación 1992-2005 y 1996-2005 no se puede rechazar la hipótesis conjunta que $\alpha = 0$ y $\beta = 1$. En el caso del período 1994-2005, aunque el parámetro β es positivo, su valor está más cerca estadísticamente de cero que de la unidad. En el último periodo de estimación, 2000-2005, la pendiente es negativa y la prueba de Wald rechaza claramente el valor unitario positivo.

Las pruebas de hipótesis de las estimaciones efectuadas se reportan en la Tabla 2. En los tres períodos de estimación en que se obtiene valores positivos para la pendiente, la prueba de Jarque-Bera rechaza la hipótesis nula de normalidad y sugiere la presencia de leptocurtosis y de un sesgo (débil) a la derecha en la distribución de los residuos. Por otro lado, las pruebas de Breush-Godfrey y White, muestran evidencia significativa de autocorrelación serial y heteroscedasticidad en los residuos.²⁹ Es decir, aunque se encuentra evidencia de pendiente positiva en determinados períodos (consistente con la PDI), los problemas de incongruencia del modelo estimado invalidarían la relación de paridad de tasas de interés en promedio.

Por su parte, la evaluación de la PDI en el periodo 2000-2005 muestra resultados muy diferentes. Los parámetros estimados no son significativos estadísticamente y tampoco son consistentes con la PDI. Si bien los parámetros serían estables para este período de estimación (contrario al caso de los otros periodos estimados), el coeficiente de significancia es ínfimo. Asimismo, no se puede rechazar la hipótesis de normalidad en la distribución de los residuos de la regresión y no se encuentra evidencia de autocorrelación ni de heteroscedasticidad.³⁰

De estos resultados se desprende, entonces, que la variación en la pendiente de la PDI pareciera estar influenciada por la reducción significativa en el nivel y volatilidad de las tasas de interés. A partir de 2000, aunque el modelo resulta congruente, las expectativas de depreciación no parecen guardar ninguna relación con el diferencial de tasas de interés. Antes de ese año, la inclusión de períodos con mayores volatilidades en las tasas de interés muestra, por el contrario, evidencia más favorable a la PDI (en promedio) pero ciertamente inestable. Dado que las tasas de interés nominales reflejan la

²⁷ Los estimadores GMM son robustos a la heteroscedasticidad y autocorrelación.

²⁸ Recuérdese que se están evaluando la PDI con instrumentos financieros de corto plazo, para lo cual la evidencia empírica internacional es mayoritariamente contraria a la relación de paridad.

²⁹ Si bien el GMM provee estimadores robustos a autocorrelación y heteroscedasticidad, igual se encuentra evidencia de una distribución no normal para los residuos en este caso.

³⁰ Lo cual validaría el uso de los MCO en la estimación para este período.



evolución de las tasas de interés reales más las expectativas de inflación, la distinción podría provenir precisamente de la volatilidad de la inflación, claramente cambiante en esos dos periodos.³¹

Esta diferencia de resultados condicional al período de estimación, hace necesario incorporar algunas variables adicionales que puedan representar mejor la PDI. Una natural extensión es incluir rezagos de la variable endógena como parte de las variables explicativas (que reflejen cierto grado de persistencia) o la corrección de eventuales valores extremos (outliers) en la muestra. Para este efecto, se utiliza el enfoque econométrico de lo general a lo específico.³²

Para este método, se parte de una representación genérica que incluye, en cada período de estimación, hasta 3 rezagos en la depreciación observada y tres rezagos en el diferencial de tasas de interés. Progresivamente, se va evaluando cada modelo resultante hasta concluir con aquél más significativo y congruente. Aunque las ecuaciones resultantes no constituyen directamente una representación económica de la PDI sino una alternativa estadística, la estimación nos proporciona criterios para definir la importancia de la persistencia en cada una de las variables y la presencia de valores extremos en cada período. Así, por ejemplo, el primer rezago de la depreciación observada es reconocido en la ecuación final, para cada período, como muy significativo.³³ El primer rezago del diferencial de tasas de interés (que es el representativo en la PDI) sólo es incluido en la ecuación final en los periodos 1994-2005 y 1996-2005, seleccionándose alternativamente, en los otros periodos, el segundo y tercer rezago.

En los cuatro periodos de estimación se incluye significativamente unas variables dummy para aislar el efecto de los valores extremos de la depreciación esperada, que son determinadas automáticamente por el algoritmo de selección. Aunque el número de estos valores extremos en cada muestra varía de 1 a 4 (relativamente pocos), los valores estimados de estos parámetros son demasiado grandes para ser plausibles. Esto podría interpretarse como una señal que en esas circunstancias, lo que está presente es mas bien un cambio de régimen que tiene que ser considerado como un cambio en la relación de PDI antes que ser modelado con variables dummy.

Adicionalmente, se estima la Ecuación (4) con las tasas de interés que reportan los bancos como utilizadas en sus operaciones del mercado cambiario forward. En este caso se determina primero el promedio de las tasas activa y pasiva para cada moneda y se toma luego el diferencial entre estos promedios. Debe considerarse que las series de estas tasas de interés no corresponden directamente a algún tipo de operación en particular (activa o pasiva) sino mas bien a las tasas respectivas que los bancos emplean en un momento dado para valuar sus operaciones forward. Sin embargo, como se aprecia en la Ilustración 4, estas series siguen de cerca la evolución de las tasas de interés de los

³¹ Véase la Tabla 3, que reporta un indicador sencillo de volatilidad (la desviación estándar) de los valores puntuales mensuales de las variables consideradas.

³² Se emplea el aplicativo PcGets de Oxmetrics, el cual automatiza este procedimiento de selección. Véase Hendry y Krolzig (2001).

³³ Los resultados se presentan en la Tabla 4.



depósitos a 30 días utilizadas en esta investigación. Los resultados de la estimación son cualitativa y cuantitativamente similares a los presentados anteriormente para la Ecuación (4).³⁴

Otra probable extensión en la estimación de la PDI es la inclusión de variables representativas de primas por riesgo de la inversión en moneda extranjera. La existencia de estas primas (que invalidan el supuesto de neutralidad al riesgo) puede estar induciendo ineficiencias en los estimadores MCO (o GMM) como consecuencia de variables omitidas. Esta posibilidad se analiza en la siguiente sección.

4.2 Inclusión de aversión al riesgo

Con el objetivo de dar cuenta de posibles primas por riesgo de inversión en moneda extranjera (riesgo de depreciación, fundamentalmente), se incluye alternativamente un indicador de riesgo país (el EMBI) y un indicador de riesgo cambiario (el diferencial de las tasas de interés interbancaria en moneda local y extranjera). El diferencial de tasas de interés interbancarias no afecta necesariamente la estimación uniecuacional (por eventual problema de colinearidad) pues aunque las tasas de interés de los depósitos tienen relación con estas tasas de referencia, los plazos de estos instrumentos son muy diferentes.

En el primer caso, la inclusión del EMBI no representa ninguna mejora en la estimación, sino que por el contrario deteriora todos los indicadores. Los resultados al incluir el diferencial de tasas interbancarias confirma la evidencia encontrada previamente: no se puede rechazar que el parámetro β sea unitario, pero se mantienen los otros aspectos de la incongruencia del modelo.³⁵

4.3 Aplicación de un modelo VAR

La estimación de un VAR como alternativa de especificación a la relación PDI fue implementada incluyendo la depreciación observada y el diferencial de tasas de interés como variables endógenas.³⁶ La ecuación correspondiente a la depreciación en la forma reducida del VAR puede tomarse directamente como la forma estructural al asumirse una descomposición de Choleski. Aunque esta representación no es directamente una evaluación de la Ecuación (4), se puede interpretar como una variante que incluye cierto grado de persistencia en la depreciación esperada (observada) de la moneda.³⁷

El valor del parámetro equivalente al β de la Ecuación (4) fluctúa entre 0.218 y 0.677 en los tres periodos iniciales de estimación. De manera similar al caso uniecuacional, este valor es negativo para el período más reciente (-0.347), aunque no llega a equiparar la evidencia empírica internacional de pendiente unitaria negativa. Los resultados de las estimaciones VAR se aprecian en la Tabla 5. En ambos casos, si bien el sistema cumple con las condiciones de estabilidad, los modelos tienen distintos

³⁴ Las tasas corresponden a las operaciones activas y pasivas en moneda nacional y extranjera reportadas por los bancos a la SBS. Se comparan con las tasas de los depósitos en ambas monedas empleadas en el resto del documento. Estos resultados pueden obtenerse del autor por requerimiento.

³⁵ Los resultados de estas estimaciones están disponibles del autor por requerimiento.

³⁶ El análisis preliminar de las series temporales involucradas sugiere la especificación VAR (y no VECM).

³⁷ Medida por el parámetro que acompaña al rezago de la depreciación en la primera ecuación del VAR que incluye, en ese orden, la depreciación realizada y los diferenciales de tasas de interés.

grados de incongruencia (no normalidad, autocorrelación serial y heteroscedasticidad en los residuos). En particular, el VAR estimado para el último período, es el de menor ajuste a la muestra (menor coeficiente de significancia).

5. Evaluación de regímenes cambiantes de la PDI

De las estimaciones lineales, uniecuacional y multiecuacional, se concluye que aunque la relación entre la depreciación esperada y los diferenciales de tasas de interés es positiva y consistente con la PDI en el período 1992-2005, los parámetros de tal relación no serían estables. Por el contrario, al considerar el período más reciente, de 2000 a 2005, en el cual la volatilidad y las expectativas de inflación son sustancialmente más reducidas, la evidencia es más bien contraria a la PDI y algo más cercana a la evidencia de pendiente negativa (además con parámetros relativamente más estables). Es probable que estos resultados estén asociados a la presencia de no linealidades en la PDI. Los parámetros de la relación podrían estar sujetos a cambios de régimen estocásticos (Markov), que reflejen circunstancias específicas de los mercados financieros como, por ejemplo, la misma volatilidad de las variables involucradas.³⁸

5.1 Determinación del número de regímenes

No hay un consenso generalizado sobre qué metodología utilizar para evaluar la necesidad de especificar un segundo régimen. La discusión econométrica sobre evaluar modelos jerarquizados alternativos se puede encontrar en Hansen (1992), García (1998) y García y Perron (1996), entre otros. En este tipo de pruebas, la hipótesis nula de un modelo lineal se confronta con la alternativa de un modelo no lineal de cambios de régimen Markov. El modelo lineal es la representación restringida del modelo (general) no lineal. En su contribución original de los modelos de regímenes cambiantes Markov aplicados a la macroeconomía y las series de tiempo, Hamilton (1988) identificó para estos casos el problema de la presencia de parámetros problema bajo la hipótesis nula. Es decir, en el modelo restringido lineal, las probabilidades de transición no están definidas. Sin embargo, es en Hansen (1992) que se trata el tema en detalle y se propone el coeficiente de verosimilitud estandarizado.

A continuación se evalúa la presencia de cambios de régimen (estocásticos) tipo Markov para la PDI. La prueba de Hansen (1992) se aplicó bajo la hipótesis nula de linealidad para la representación uniecuacional de la PDI (ver resultados en Tabla 6). Para esta prueba se considera un modelo de cambios de régimen Markov, en donde sólo el intercepto es condicional al régimen. Sin embargo, esta representación no es la más adecuada, dado que es en el parámetro de pendiente donde es mayor probabilidad de variación si es que la PDI está sujeta a cambios de régimen (y no en el intercepto, que debiera ser insignificamente distinto a cero). En efecto, los resultados muestran que la prueba de Hansen no rechaza la linealidad en la PDI para ningún período de evaluación.

³⁸ La probabilidad que estos cambios de régimen sean determinísticos es ciertamente positiva, pero dado que no se tiene información a priori sobre en qué momentos se dan los cambios, se asume que las volatilidades financieras no están clasificadas en relación a umbrales determinados.



Una prueba alternativa para evaluar la presencia de regímenes cambiantes en la PDI es la de García y Perron (1996), por la cual se estima el modelo con el mayor número de regímenes y se aplica la prueba J para modelos no jerarquizados. Así, esta prueba consiste en aplicar un estadístico t simple para evaluar la significancia del parámetro que acompaña al valor estimado por el modelo no restringido (dos regímenes) de la variable endógena en una ecuación que también tiene ese valor estimado por el modelo alternativo restringido.³⁹

Para seleccionar el modelo no lineal (no restringido) a utilizar en la prueba J en cada período, se emplea el método de selección de “abajo a arriba” de Krolzig (1997). Al hacerse la comparación entre modelos no lineales alternativos, no se presenta el problema de parámetros inconvenientes en las pruebas estadísticas.⁴⁰ Así, todos los modelos evaluados están sujetos a dos regímenes estocásticos Markov, de manera que la prueba de máxima verosimilitud es suficiente para determinar el modelo apropiado. En todos los períodos de estimación, el modelo seleccionado es aquél en que el intercepto, la pendiente y la desviación estándar de los residuos están sujetos a cambios de régimen.⁴¹

Los resultados de la prueba J sugieren efectivamente la presencia de no linealidades en la ecuación representativa de la PDI para todos los períodos de estimación (ver Tabla 7). Aunque en el último período, los parámetros de pendiente (condicionales al régimen) son ambos negativos y similares entre sí. En este caso, la evidencia de no linealidad es más bien estadística y no necesariamente económica. En los tres períodos anteriores, la distinción en los parámetros es clara y permite efectivamente concluir que la relación de paridad de tasas de interés es bien representada por un proceso generador de datos sujeto a cambios de régimen tipo Markov. En la siguiente sección, entonces, se procede a analizar los modelos no lineales consistentes con la PDI.

5.2 Cambios de régimen en la PDI

La relación de paridad de las tasas de interés en el Perú estaría sujeta a cambios de régimen asociados a la volatilidad de los mercados financieros. Los resultados de las estimaciones de modelos Markov de regímenes cambiantes evidencian una clara distinción en el parámetro β que representa el nexo entre el diferencial de las tasas de interés y la depreciación observada (esperada). Los parámetros estimados por los modelos no lineales se presentan en la Tabla 8.⁴² Así, por ejemplo, los resultados de la estimación de la Ecuación (9), para los tres primeros períodos considerados, muestran un valor de este parámetro que fluctúa entre 0.99 y 1.37 en el régimen que corresponde a mayor volatilidad financiera y entre -0.22 y 0.17 en el régimen alternativo de menor volatilidad en los mercados. Es decir, en circunstancias en que hay mayor incertidumbre financiera, la evidencia es favorable al cumplimiento

³⁹ Se utiliza una ecuación de la forma $y_t = (1 - \delta) f_t(\beta) + \delta g_t + u_t$ y se aplica una prueba t sobre el parámetro δ . El lado derecho de la ecuación contiene el valor estimado de la variable endógena por el modelo restringido, $f_t(\beta)$, y por modelo no restringido, g_t .

⁴⁰ Las probabilidades de transición están ausentes de los modelos lineales, pero no de los modelos no lineales alternativos.

⁴¹ La posibilidad de tres regímenes también fue evaluada, pero los datos no son consistentes con ella. Además, dada la muestra limitada, se decidió no profundizar el análisis de esta posibilidad.

⁴² Aparte de las estimaciones de las ecuaciones (9) y (17), se incluye un modelo uniecuacional que considera el rezago de la depreciación observada como variable explicativa adicional.

promedio de la PDI.⁴³ En tanto que en escenarios de mayor estabilidad relativa, existiría un desvío estadístico importante respecto a la pendiente unitaria en la paridad de tasas de interés. Nótese, que en ambos casos, la distinción en la desviación estándar de los residuos entre regímenes es muy marcada.

Por el contrario, si se toma sólo el período más reciente de estimación (2000-2005), la pendiente es claramente negativa en ambos regímenes inferidos de la muestra. De la Ecuación (9) se obtiene el parámetro β de -1.8 para el régimen de calma financiera relativa y de -2.1 para el régimen volátil. Es notorio que estos valores son similares y que corresponden a regímenes cuya volatilidad (desviación estándar) en los residuos es prácticamente la misma. Sin embargo, pareciera ser que la distinción entre estos regímenes se da en el intercepto de la ecuación, que adquiere un valor muy alto (15,8) en el escenario de mayor volatilidad. Es decir, una devaluación promedio más alta, que la sugerida por la PDI, en escenarios de mayor incertidumbre financiera debido, por ejemplo, a la presencia de mayores riesgos de mercado.

En este último caso, si bien estadísticamente el algoritmo de estimación infiere la probabilidad de ocurrencia de cada régimen y le asigna un parámetro correspondiente, la evidencia de valores similares para este parámetro sugiere la presencia de un solo régimen en términos económicos. En particular, la volatilidad durante este período del tipo de cambio y de las tasas de interés es considerablemente menor a la registrada durante los años 1990s. La consolidación de la estabilidad monetaria y la adopción de un régimen de metas de inflación contribuyó también a reducir las expectativas de inflación, de manera que la PDI es evaluada en un contexto de menor incertidumbre financiera. Paradójicamente esto implica un desvío estadístico significativo respecto a la paridad de tasas de interés. Resultado que, por supuesto, es consistente con la evidencia internacional de rechazo empírico de la PDI.

A fin de eliminar la posibilidad que el parámetro de intercepto recoja diferencias importantes entre regímenes (considerando que su valor esperado es cero), se re-estima el modelo de Markov para la Ecuación (9) asumiendo este parámetro constante en todos los períodos seleccionados. Es decir, la pendiente y la desviación estándar siguen siendo condicionales al régimen, pero el intercepto es invariante.⁴⁴ Esta estimación confirma los resultados anteriores para los dos primeros períodos: una pendiente positiva y cercana a la unidad para el régimen más volátil y una pendiente más reducida, cercana a cero o negativa, para el escenario menos incierto.

En el caso del tercer período (1996-2005), los parámetros aunque distintos eran ambos positivos (cercano a uno en un régimen y cercano a cero en el otro). En la nueva estimación, la pendiente en el régimen de mayor incertidumbre es ahora incluso superior a la unidad y en el otro régimen se convierte en negativa. En tanto que para el último período, se mantienen los valores negativos (similares entre sí) para el parámetro β en ambos regímenes, pero con valores absolutos sustancialmente más reducidos (ceranos a cero). Aunque la volatilidad de los escenarios es ahora más claramente distinguida, la evidencia parece indicar la presencia de un solo régimen en este período o,

⁴³ Recuérdese, sin embargo, que este cumplimiento promedio no necesariamente implica ausencia de oportunidades de arbitraje en todo instante o ausencia de factores adicionales que influyen las expectativas de depreciación.

⁴⁴ Los resultados se muestran en la Tabla 9.



alternativamente, que la presencia de dos regímenes no altera el parámetro de pendiente pero sí la magnitud de los desvíos de la relación de paridad.

En la Tabla 9 también se muestra la comparación de los parámetros estimados por los modelos lineal y no lineal de la Ecuación (9) para cada período de muestra. Esto permite precisar el aporte de la estimación de cambios de régimen Markov en la evaluación de la validez de la PDI. En el período completo (1992-2005), por ejemplo, la aproximación lineal arroja una pendiente de la relación de 0.93 (estadísticamente similar a la unidad), lo que llevaría a concluir que en promedio la PDI se cumple para instrumentos financieros de corto plazo. Sin embargo, la aproximación de cambios de régimen muestra una distinción de escenarios en los que la relación es consistente con la PDI (un parámetro positivo de 1.28) en un régimen, pero contraria a la paridad en el otro régimen (un parámetro de -0.2).

Similar patrón comparativo se mantiene en los otros dos períodos de estimación que incluyen parte de los años 1990s. La aproximación no lineal permite distinguir circunstancias en las que los diferenciales de tasas de interés son más informativos respecto a las expectativas de depreciación de aquellos en los que su contenido de información es muy limitado. Estos escenarios estarían asociados a los niveles de volatilidad de las variables involucradas. Mayor validez promedio de la PDI en circunstancias más volátiles, evidencia contraria a la PDI en circunstancias de mayor estabilidad relativa. En el último período de estimación, las aproximaciones lineal y no lineal arrojan resultados similares porque la muestra no estaría sujeta a cambios de régimen relevantes económicamente. Alternativamente, en este último caso, la presencia de regímenes distintos no se manifestaría en parámetros cambiantes, pero sí en cambios en la magnitud de los choques a la relación. De cualquier manera, en este período de volatilidad financiera reducida, la evidencia empírica es contraria a la PDI.

Cabe resaltar, además, que el modelo uniecuacional de cambios de régimen Markov clasifica en el segundo régimen (de mayor volatilidad) similares períodos en cada muestra.⁴⁵ Esto demuestra consistencia en la selección de los períodos en los que la evidencia sería más consistente con la PDI, independientemente de la muestra utilizada. También se puede apreciar esta clasificación con la representación de las probabilidades de transición (en las ilustraciones 5 a 8), en las que el número de observaciones en cada régimen (con una probabilidad de ocurrencia cercana al 100 por ciento) es significativo.

6. Conclusiones y agenda de investigación

Las estimaciones lineales estándar muestran evidencia empírica contraria a la paridad descubierta de tasas de interés en el Perú cuando se considera el período reciente desde 2000 hasta 2005. Aunque congruente y con parámetros estables, el modelo uniecuacional de la PDI tiene una significancia muy reducida en este período. Al ampliarse la muestra para incluir datos desde 1992, la estimación lineal muestra, por el contrario, evidencia más favorable a la PDI (a pesar que se evalúa la relación con instrumentos financieros de corto plazo). En este caso, sin embargo, los modelos resultan incongruentes y con parámetros inestables. Representaciones lineales alternativas arrojan resultados cualitativos similares. Estos resultados, sugerirían que el cambio del parámetro de la pendiente de la

⁴⁵ Véase la Tabla 10.



PDI de positivo (en el período de estimación más largo) a negativo (en el período más reciente) estaría asociado a la reducción de las expectativas de inflación de los agentes, reforzada por la adopción del esquema de metas de inflación en 2002.

La aproximación no lineal para la evaluación de la PDI considera la presencia de cambios estocásticos de régimen en el proceso generador de los datos y modela la relación suponiendo que una cadena de Markov representa estos cambios de régimen y que las probabilidades de transición entre regímenes son constantes. Las estimaciones muestran efectivamente regímenes cambiantes en la PDI para el período de muestra más extenso, con determinadas circunstancias en las cuales los datos son consistentes con el cumplimiento promedio de la PDI y con otras ocasiones en las que la evidencia es más bien contraria a la paridad de tasas de interés.

Por la frecuencia de los cambios de régimen presentes en toda la muestra, esta distinción en la pendiente de la PDI estaría asociada más bien a la volatilidad de las propias variables involucradas en la relación (y no a diferencias en las expectativas de inflación). Ante mayor incertidumbre en los mercados financieros, la evidencia es en promedio más consistente con la PDI, en tanto que bajo escenarios de calma financiera, los desvíos respecto a la relación son significativos. En el período de estimación más reciente, si bien las expectativas de inflación son menores, la evidencia sería contraria a la PDI por la menor volatilidad relativa de las expectativas de devaluación y de los diferenciales de tasas.

La agenda de investigación pendiente requiere extender los modelos de cambios de régimen Markov para considerar las probabilidades de transición variantes en el tiempo. Si la volatilidad en las expectativas de devaluación y los diferenciales de tasas condicionan la existencia de regímenes distintos en la PDI, entonces, es relevante estimar un modelo Markov con probabilidades de transición que incluya estas variables explicativas.

El objetivo final de estas estimaciones es evaluar la utilidad de los diferenciales de tasas de interés como predictores de los movimientos cambiarios futuros. En este sentido, es necesario continuar la investigación evaluando el desempeño de estos modelos, lineales y no lineales, en la predicción dentro y fuera de la muestra. Nótese que aún a pesar de probables desvíos empíricos de la PDI, estos diferenciales pueden contener información relevante sobre las expectativas de devaluación, que debe ser extraída de manera eficiente.

Referencias

- Ang, Andrew y Geert Bekaert** (2002), Short rate nonlinearities and regime switches. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 26, pág. 1243-1274.
- Bansal, Ravi y Hao Zhou** (2002), Term structure of interest rates with regime shifts. *The Journal of Finance*, Vol. LVII, No. 5, Octubre, pág. 1997-2043.
- Brigden, Andrew, Ben Martín y Chris Salmon** (1997), Decomposing exchange rate movements according to the uncovered interest rate parity condition. *Bank of England, Key Reading in Monetary Policy*, Noviembre.
- Chaboud, Alain P. y Jonathan H. Wright** (2003), Uncovered interest parity: it works, but not for long. *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers No. 752*, Enero.
- Chinn, Menzie D. y Guy Meredith** (2005), Testing uncovered interest parity at short and long horizons during the post-Bretton Woods era. *National Bureau of Economic Research, Working Paper 11077*, Enero.
- Chinn, Menzie D. y Guy Meredith** (2004), Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity. *IMF Staff Papers*, Vol. 51, No. 3.
- Clarida, Richard y Mark P. Taylor** (1997), The term structure of forward exchange premiums and the forecastability of spot exchange rates: correcting the errors. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 3, Agosto, pág. 353-361.
- Clarida, R.H., Sarno, L., Taylor, M. P., y Valente, G.** (2003), The out-of-sample success of term structure models as exchange rate predictors: a step beyond. *Journal of International Economics* 60, pág. 61-83.
- Dahlquist, Magnus y Stephen F. Gray** (2000), Regime-switching and interest rates in the European monetary system. *Journal of International Economics*, Vol. 50, pág. 399-419.
- García, Rene** (1998), Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models. *International Economic Review*, Vol. 39, No. 3, Agosto, pág. 763-88.
- García, Rene y Pierre Perron** (1996), An analysis of the real interest rate under regime shifts. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, Febrero, pág. 111-125.
- Hamilton, James D.** (1994), *Times series analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Hamilton, James D.** (1988), Rational-expectations econometric analysis of changes in regime. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp 385-423.
- Hansen, B. E.** (1992), The likelihood ratio test under non-standard conditions: testing the markov switching model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, Issue Supplement: Special Issue on Nonlinear Dynamics and Econometrics, Diciembre, S61-S82.



Hendry, David F. y Hans-Martin Krolzig (2001), Automatic econometric model selection using PcGets. Timberlake Consultants Ltd. Londres, Reino Unido.

Krolzig (1997), *Markov-switching vector autoregressions. Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. Lecture notes in economics and mathematical systems. Springer.

Koutmos, G. (1998), The information contents of the forward premium and the forward forecast error. *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 8, No. 4, Noviembre, pág. 381-391.

Lucas, R.E., Jr (1982), Interest rates and currency crises in a two-country world. *Journal of Monetary Economics*, 10, pág. 335-59.

Martínez Peria, María Soledad (2002), A regime-switching approach to the study of speculative attacks: a focus on EMS crises. *Empirical Economics*, Vol. 27, pág. 299-334.

Sarno, Lucio (2005), Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: where do we stand?. Finance Group, Warwick Business School, University of Warwick. Febrero.

Sarno, Lucio y Mark P. Taylor (2002), *The economics of exchange rates*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Sarno, Lucio y Giorgio Valente (2004), Empirical exchange rate models and currency risk: some evidence from density forecasts. *University of Warwick*, Agosto.

Ilustraciones

Ilustración 1: Las tasas de interés en la PDI

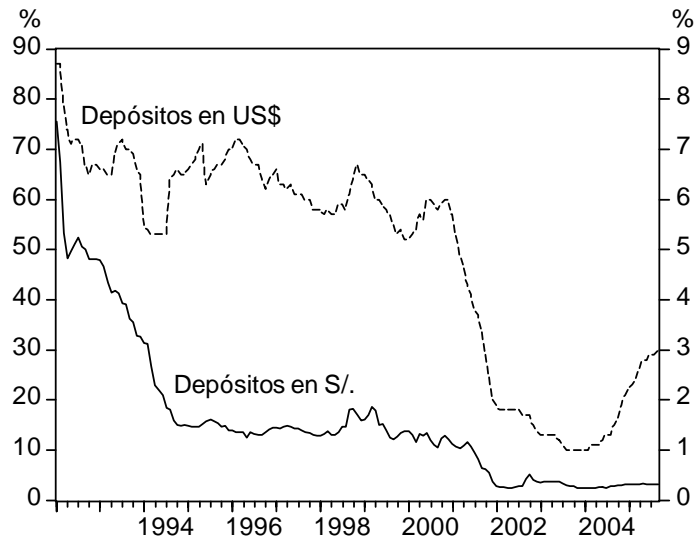


Ilustración 2: Diferencial de tasas interbancarias y el tipo de cambio

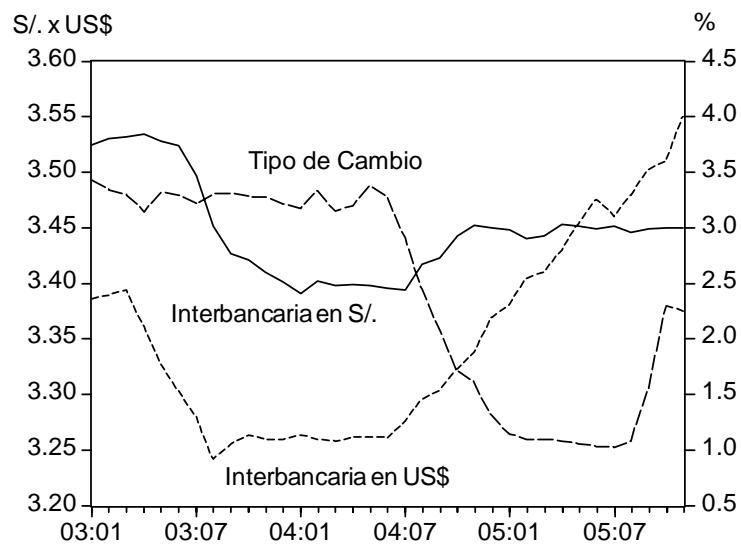




Ilustración 3: Depreciación observada (DL_SY) y diferencial de tasas (D_I_IF(-1))

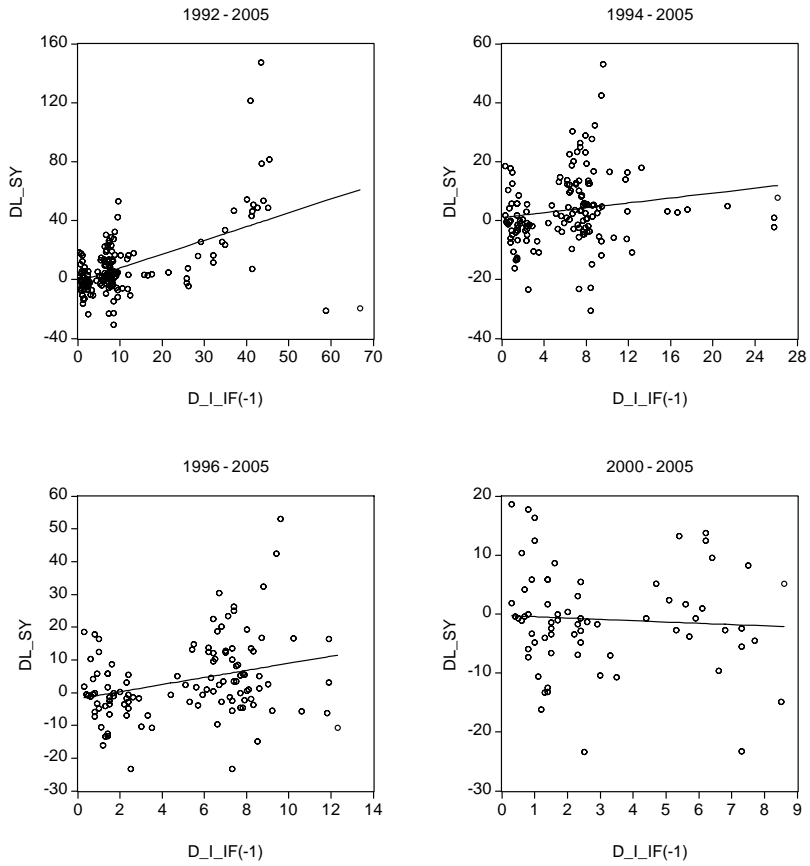


Ilustración 4: Tasas de interés en MN y ME de las operaciones forward de los bancos

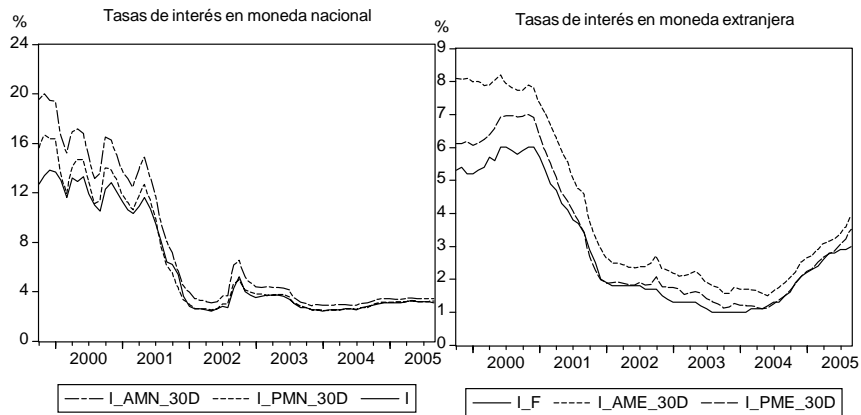


Ilustración 5: Probabilidades de transición modelo no lineal 1992 – 2005

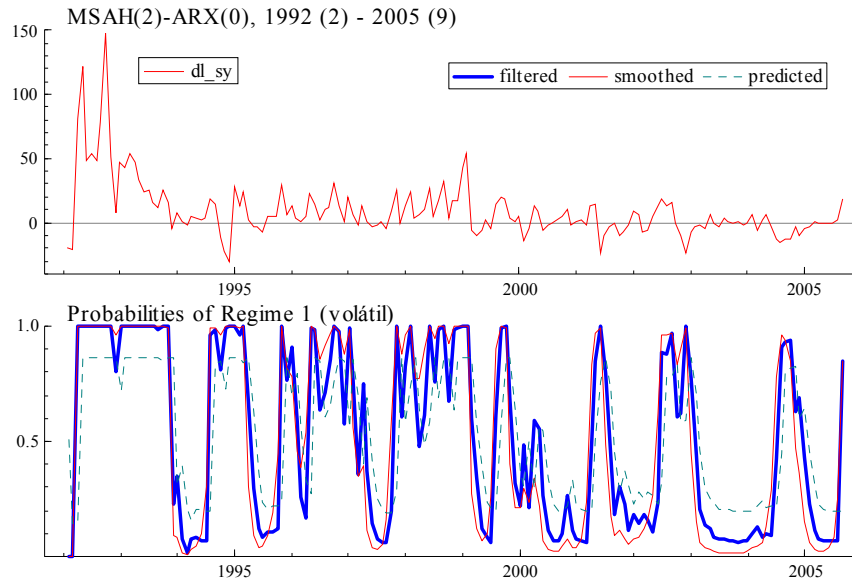


Ilustración 6: Probabilidades de transición modelo no lineal 1994 – 2005

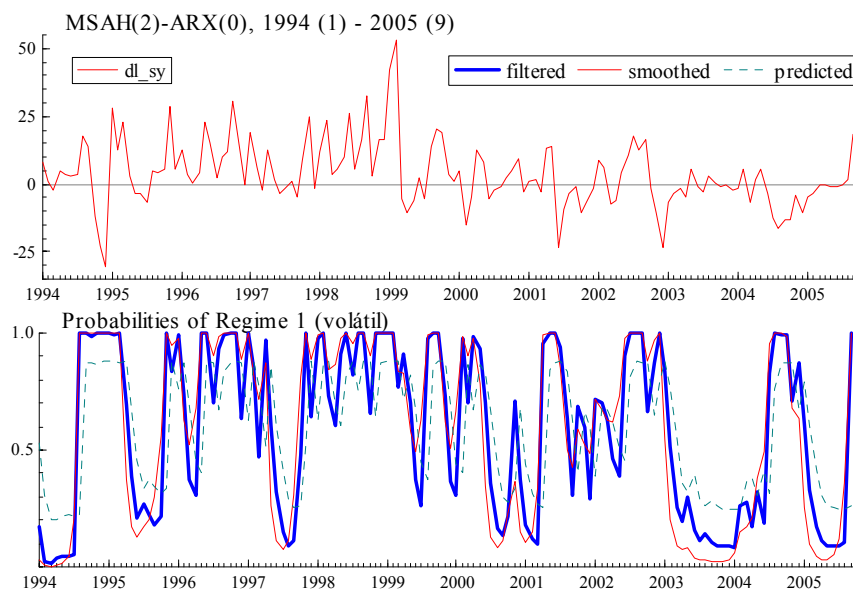




Ilustración 7: Probabilidades de transición modelo no lineal 1996 – 2005

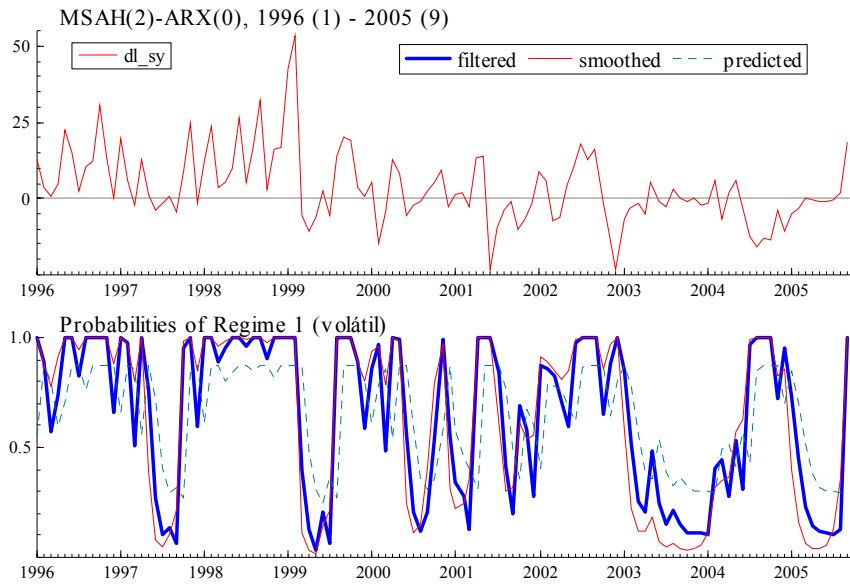
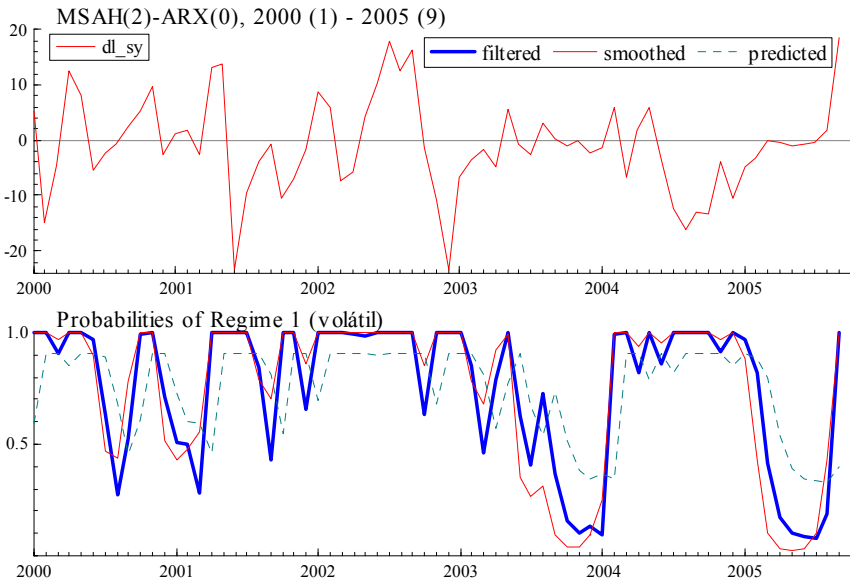


Ilustración 8: Probabilidades de transición modelo no lineal 2000 – 2005



Tablas

Tabla 1: Estimación de modelos lineales de la PDI

Expect. Deprec.*	1992-2005		1994-2005		1996-2005		2000-2005	
	GMM	MCO	GMM	MCO	GMM	MCO	GMM	MCO
alfa	-3.0232 (0.2238)	-1.5377 (0.4333)	0.9637 (0.6195)	1.0050 (0.5516)	-2.2207 (0.3603)	-1.8960 (0.3341)	-0.0397 (0.9865)	-0.2267 (0.8921)
beta	1.1188 (0.0004)	0.9349 (0.0000)	0.4214 (0.0978)	0.4149 (0.0513)	1.1497 (0.0162)	1.0859 (0.0011)	-0.2857 (0.5731)	-0.2238 (0.6046)
SE	17.894	19.0674	12.0747	12.0747	11.4133	11.4113	8.6706	8.6692

* Entre paréntesis los valores-*p*. Un valor-*p* menor a 0.05 implica significancia del parámetro.

Tabla 2: Pruebas de hipótesis en los modelos lineales de la PDI

Prueba	Estadístico	MCO				GMM			
		1992-2005	1994-2005	1996-2005	2000-2005	1992-2005	1994-2005	1996-2005	2000-2005
alfa = 0 y beta = 1	Wald (F)	0.2714	0.0009	0.3741	0.0001	0.2189	0.0167	0.4485	0.0000
Normalidad	Jarque-Bera	0.0000	0.0000	0.0000	0.8713	0.0000	0.0000	0.0000	0.8928
Sesgo		0.9844	0.6444	0.7241	-0.0438	1.0826	0.6427	0.6962	-0.0391
Kurtosis		13.4070	4.9445	4.8319	3.2969	13.2368	4.9401	4.7723	3.2697
Correlación Serial	Breusch- Godfrey (F)	0.0000	0.0019	0.0100	0.1137	n.a	n.a	n.a	n.a
Heterosce- dasticidad	White (F)	0.0000	0.0002	0.0050	0.1504	n.a	n.a	n.a	n.a

Tabla 3: Desviación estándar de variables involucradas

Períodos	Tipo de cambio	Tasa de i en m/n	Tasa de i en m/e	Inflación
1992-2005	0.708	14.442	2.192	1.223
1994-2005	0.509	6.244	2.153	0.521
1996-2005	0.381	5.322	2.178	0.440
2000-2005	0.094	3.950	1.750	0.342

Tabla 4: Metodología de lo general a lo específico para depreciación esperada (dl_sy)

Modelos	Coficiente	DesvEst	Valor t	Prob t
<u>1992 - 2005</u>				
dl_sy_1	0.4149	0.0661	6.2730	0.0000
dl_sy_2	-0.1708	0.0603	-2.8310	0.0052
d_i_if_3	0.6704	0.0957	7.0040	0.0000
I1992:10	94.1623	13.1603	7.1550	0.0000
<u>1994 - 2005</u>				
dl_sy_1	0.4324	0.0764	5.6600	0.0000
d_i_if_1	-1.2413	1.0241	-1.2120	0.2276
d_i_if_2	1.4537	0.9765	1.4890	0.1389
I1995:1	39.3293	10.0328	3.9200	0.0001
I1999:1	32.1922	9.7072	3.3160	0.0012
I1999:2	33.0211	10.0331	3.2910	0.0013
I2001:6	-29.1038	9.7254	-2.9930	0.0033
<u>1996 - 2005</u>				
dl_sy_1	0.5077	0.0908	5.5920	0.0000
dl_sy_3	0.1753	0.0869	2.0180	0.0460
d_i_if_1	-2.5427	0.9087	-2.7980	0.0061
d_i_if_3	2.7368	0.8428	3.2470	0.0015
I1999:2	25.2635	10.0027	2.5260	0.0130
I1999:3	-34.2321	10.2498	-3.3400	0.0011
<u>2000 - 2005</u>				
dl_sy_1	0.5300	0.1039	5.1030	0.0000
d_i_if_2	-3.1772	1.4158	-2.2440	0.0282
d_i_if_3	3.0671	1.3795	2.2230	0.0297
I2001:6	-27.5136	7.3047	-3.7670	0.0004

Tabla 5: Estimación VAR lineal de la PDI

Ecuaciones *	1992-2005	1994-2005	1996-2005	2000-2005
dl_sy =	Depreciación realizada			
Const	-1.8787 (0.0000)	0.8592 (0.0000)	-0.3409 (0.0000)	0.6455 (0.0000)
dl_sy_1	0.4113 (0.0000)	0.4012 (0.2730)	0.4154 (0.1310)	0.4319 (0.3840)
d_i_if_1	0.6768 (0.2720)	0.2183 (0.5800)	0.4930 (0.8530)	-0.3466 (0.6770)
SE	16.2586	11.1205	10.5190	7.9490
d_i_if =	Diferencial de tasas de interés			
Const	0.0396 (0.0000)	0.0262 (0.0000)	0.0354 (0.0000)	0.0258 (0.0020)
dl_sy_1	0.9055 (0.0000)	0.9159 (0.0000)	0.9336 (0.0000)	0.9333 (0.0000)
d_i_if_1	0.3085 (0.0080)	0.2590 (0.0160)	0.1545 (0.1520)	0.1081 (0.3170)
SE	1.0920	0.7644	0.6144	0.5509

* Entre paréntesis los valores-p.

Tabla 6: LR Test (Hansen) estandarizado con Ho de linealidad

Relación PDI	Hansen LR*	p-value				
		M=0	M=1	M=2	M=3	M=4
1992-2005	1.6499	0.4580	0.4620	0.4970	0.4990	0.5000
1994-2005	1.9463	0.3610	0.3900	0.3570	0.3350	0.3260
1996-2005	0.5527	0.9910	0.9850	0.9840	0.9780	0.9820
2000-2005	1.4794	0.6680	0.6510	0.6510	0.6090	0.5630

* Implementado para un grid 3. Ver detalles en Hansen (1992 y 1994).

Tabla 7: J-Test para validar no linealidad en la PDI

	J-Test	Std. Dev.	Estadístico <i>t</i>	valor <i>p</i>
1992 - 2005	1.0140	0.1014	10.0004	0.0000
1994 - 2005	0.9905	0.2603	3.8048	0.0002
1996 - 2005	1.1237	0.1208	9.3000	0.0000
2000 - 2005	0.8076	0.1806	4.4727	0.0000

Tabla 8: Estimación de modelos de regímenes cambiantes Markov de la PDI

dl_sy	1992-2005		1994-2005		1996-2005		2000-2005	
	Rég. 0	Rég. 1	Rég. 0	Rég. 1	Rég. 0	Rég. 1	Rég. 0	Rég. 1
MSIAH(2)-ARX(0)								
Const	1.1431	-1.8296	-1.2809	-0.3329	-2.7085	6.8466	-0.1318	15.8356
d_i_if_1	-0.2184	1.3740	0.1700	1.0482	0.1650	0.9985	-1.7788	-2.0968
SE	5.7669	20.1650	4.0845	14.4550	7.1242	11.7720	6.5444	6.4107
MSIAH(2)-ARX(1)								
Const	0.2430	0.0369	-1.1826	1.0407	-0.1329	-1.1940	6.7352	-1.3610
dl_sy_1	0.4569	0.3442	0.1894	0.3915	0.1155	0.7084	0.9073	0.4776
d_i_if_1	0.2600	0.8704	0.1382	0.4772	-0.2515	1.0266	-3.6492	0.6353
SE	8.9590	33.7810	3.6505	13.4880	3.5954	10.5120	8.1310	5.6125
MSIAH(2)-VAR(1)								
Const	0.2585	-4.1136	1.3206	5.3835	0.0673	2.0278	2.9580	4.9490
dl_sy_1	0.4043	0.3906	0.7139	0.2553	0.5564	0.3619	0.6186	0.1712
d_i_if_1	0.2901	0.8669	-0.8073	-0.0272	-0.0096	0.3159	-2.2062	-0.9476
SE	8.9124	29.4101	6.4630	12.0242	6.5348	12.3474	6.3122	8.7092
Const	0.1082	0.5650	-0.0479	0.4438	-0.0250	0.4406	-0.0395	0.3133
dl_sy_1	0.0196	0.0473	-0.0018	0.0306	0.0002	0.0449	0.0023	0.0495
d_i_if_1	0.9519	0.8822	0.9897	0.8940	0.9785	0.8860	0.9917	0.8974
SE	0.5878	1.9190	0.1204	0.8979	0.1201	0.7452	0.1176	0.7665

Tabla 9: Modelos uniecuacionales comparados de la PDI

dl_sy	Lineal	MSAH(2)-ARX(0)	
		Régimen 0	Régimen 1
<u>1992-2005</u>			
Const	-1.5377	0.8272	0.8272
d_i_if_1	0.9349	-0.2067	1.2830
SE	19.0674	5.7899	20.3140
<u>1994-2005</u>			
Const	1.0050	-1.1912	-1.1912
d_i_if_1	0.4149	0.1647	1.1532
SE	12.0747	4.0593	14.4340
<u>1996-2005</u>			
Const	-1.8960	-0.4238	-0.4238
d_i_if_1	1.0859	-0.3095	1.3809
SE	11.4113	3.5071	12.624
<u>2000-2005</u>			
Const	-0.2267	-0.5473	-0.5473
d_i_if_1	-0.2238	-0.1035	-0.1709
SE	8.6692	1.6831	9.8504

Tabla 10: Clasificación en régimen 1 (volátil) del modelo MSAARX(0) de la PDI

1992-2005	1994-2005	1996-2005	2000-2005
1992:4 - 1993:11			
1994:8 - 1995:3	1994:8 - 1995:3		
1995:11 - 1996:1	1995:10 - 1997:4		
1996:4 - 1997:2		1996:1 - 1997:4	
1997:10 - 1999:2	1997:10 - 1999:5	1997:10 - 1999:2	
1999:8 - 1999:10	1999:7 - 2000:5	1999:8 - 2000:5	2000:1 - 2000:6
		2000:10 - 2000:11	2000:9 - 2000:12
2001:4 - 2001:6	2001:4 - 2001:7	2001:4 - 2001:7	2001:3 - 2003:5
	2001:10 - 2001:11	2001:10 - 2003:1	
2002:6 - 2002:12	2002:1 - 2003:1		
2004:7 - 2004:10	2004:7 - 2004:12	2004:5 - 2004:12	2004:2 - 2005:1
2005:9 - 2005:9	2005:9 - 2005:9	2005:9 - 2005:9	2005:9 - 2005:9

Dolarización financiera, el enfoque de portafolio y expectativas: Evidencia para América Latina (1995-2005)¹

Alan Sánchez²

alan.sanchez@economics.ox.ac.uk

1. Introducción

A fin de explicar la persistencia de la dolarización financiera en América Latina, un enfoque que ha ganado consenso en la literatura es el modelo de portafolio propuesto por Ize y Levi Yeyati (2003). Asumiendo que las tasas de interés real de los depósitos en moneda nacional y extranjera se igualan vía arbitraje, la hipótesis establece que los individuos eligen el porcentaje de depósitos en dólares que minimiza el riesgo (volatilidad relativa de la inflación respecto a la de la depreciación del tipo de cambio real). Así, el portafolio de varianza mínima (PVM) puede ser utilizado como un *benchmark* para predecir el nivel de dolarización. Un corolario importante de este enfoque es que la dolarización puede persistir en países donde la autoridad monetaria reduce la volatilidad de la inflación y de la depreciación del tipo de cambio real de manera simultánea. De ser este el caso, la volatilidad relativa puede mantenerse inalterada aún si las volatilidades absolutas son menores.

El enfoque de portafolio es una teoría plausible para explicar por qué los agentes económicos escogen la moneda extranjera como depósito de valor. Sin embargo, una característica importante que no ha sido modelada en la literatura empírica es el rol de las expectativas. Dado que el paradigma de portafolio se basa en la volatilidad esperada de la inflación con respecto a la volatilidad de la depreciación del tipo de cambio real, el resultado es sensible a los supuestos utilizados para la construcción de la matriz de varianzas y covarianzas. Un supuesto clave a nivel empírico es que los individuos tienen expectativas hacia-atrás (*backward-looking*) de manera que la matriz se construye con información histórica. Esto no significa que consideraciones hacia-adelante (*forward-looking*) no sean relevantes; es inevitable que exista un grado de incertidumbre que no puede ser develado. Sin embargo, dado que los agentes utilizan toda la información disponible para tomar decisiones, la información pasada es aún importante (excepto en los casos donde hay evidencia de un cambio de

¹ Este trabajo se presentó originalmente en la Universidad de Oxford (Junio, 2006). Agradezco los valiosos comentarios y sugerencias de Paúl Castillo y Vicente Tuesta. En particular, agradezco a Christopher Adam por comentar extensamente una versión preliminar de este trabajo. Como es usual, las opiniones aquí vertidas y cualquier error existente son responsabilidad del autor.

² Banco Central de Reserva del Perú y Universidad de Oxford.



régimen). Desde el punto de vista empírico, el supuesto de expectativas hacia-atrás es inevitable. Pero, ¿qué tan larga es la memoria de los agentes? ¿Qué importancia le dan a eventos pasados de alta volatilidad? En este documento se intenta demostrar que la estimación del PVM es sensible a estos aspectos. Estos resultados son importantes en términos de política monetaria: si para explicar la dolarización financiera es necesario dar una alta ponderación relativa a eventos de volatilidad distantes en el tiempo, esto significaría que la persistencia no es sólo un problema de bancos centrales dando un seguro gratuito a los agentes privados contra devaluaciones del tipo de cambio real, sino fundamentalmente un problema de credibilidad con un alto costo de recupro.

Partiendo de estas consideraciones, el objetivo de este documento es probar la relevancia empírica del enfoque de PVM utilizando información de 15 países de América Latina en el período 1995-2005. Considerando que este período se caracteriza por ser una etapa post-reforma durante la cual la mayoría de países de la región ha alcanzado estabilidad de precios, se utiliza diversas alternativas para medir la memoria de los agentes, mostrando que sucede cuando se pasa de casos donde los individuos tienen *memoria larga* a escenarios donde la *memoria corta* prevalece. Esto se hace cambiando la ponderación dada a las observaciones pasadas a través del uso de promedios móviles y rezagos distribuidos que decrecen exponencialmente con diferentes factores de decrecimiento. La capacidad explicativa del PVM es contrastada para América Latina como un todo, así como para dos grupos de países que pueden reaccionar de manera distinta: países altamente dolarizados y países con un régimen de metas explícitas de inflación. Asimismo, se verifica la posible existencia de efectos asimétricos, es decir, si el impacto de un cambio en la volatilidad relativa sobre el nivel de dolarización varía en función al signo del cambio.

Los resultados de esta investigación sugieren que la dolarización financiera en América Latina entre 1995 y 2005 puede ser parcialmente replicada por el PVM sólo si la volatilidad histórica se construye dando la misma ponderación a cada evento de volatilidad pasada, independientemente de qué tan distante en el tiempo se encuentre cada uno de estos eventos. Sin embargo, a medida que se reduce la importancia relativa de las observaciones más distantes, el PVM pierde capacidad predictiva. Este resultado controla por el nivel de inflación y apertura al comercio internacional. Para países que no están altamente dolarizados el PVM explica hasta un tercio de los cambios en la inflación observada, mientras que para el resto de países el impacto es estadísticamente significativo pero poco importante. Finalmente, se encuentra evidencia de que el impacto marginal de la volatilidad relativa es asimétrico para países AD, de tal manera que una reducción en la volatilidad relativa de la inflación no induce a una caída en el nivel de dolarización para este grupo de países, sugiriendo que una vez que una economía se dolariza, es muy difícil invertir el proceso (el cambio en las expectativas es permanente).

El documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta un breve resumen del proceso de dolarización en América Latina. En la sección 3 y 4 se discuten aspectos teóricos, incluyendo una revisión de la literatura y una breve descripción del modelo utilizado, simplificado para la aplicación empírica. La sección 5 explica la metodología utilizada, con especial atención al tratamiento dado a los datos históricos. En la sección 6 se presentan los resultados de la aplicación empírica utilizando técnicas de datos de panel. La sección 7 concluye.



2. Algunos hechos estilizados de la dolarización en América Latina

Hasta antes de las reformas de la década del 90, América Latina se caracterizó por su inestabilidad monetaria y fiscal. Ocho de los once países que experimentaron períodos prolongados de alta inflación entre 1960 y 1990 están localizados en esta región³. El origen de este fenómeno estuvo estrechamente relacionado a la existencia de déficits fiscales persistentes e insostenibles financiados a través de emisión inorgánica, lo que trajo como consecuencia que la moneda nacional pierda su función como depósito de valor. Asimismo, en aquellos países afectados por inflación de tres dígitos (Bolivia, Perú, Argentina) la moneda nacional perdió su función como unidad de cuenta y medio de cambio.

A fin de evitar la desintermediación financiera, muchos países adaptaron su regulación para permitir transacciones financieras en moneda extranjera, típicamente el dólar americano. De esta manera, los costos de transacción relacionados al uso de dicha moneda extranjera se redujeron gradualmente (los sistemas de pago fueron adaptados). Para fines de la década del 80, el porcentaje de depósitos en dólares en Perú y Bolivia estaba por encima del 60 por ciento del total de depósitos. Además, muchos de estos países intentaron utilizar el tipo de cambio como un ancla nominal, pero a medida que los niveles de inflación alcanzaron sus picos más altos y dado que el origen de la crisis era inherentemente fiscal (con una política monetaria subordinada) la sobre-valoración de los tipos de cambio fijo se volvió insostenible. Entre 1980 y 1990, se registraron devaluaciones récord en Sudamérica y Centro América. Aún cuando la posibilidad de realizar depósitos en dólares americanos ayudo a evitar la desintermediación, la profundidad del sistema financiero se vio severamente afectada.

A inicios de la década del 90, la mayoría de países que fueron afectados por altos niveles de inflación llevaron a cabo una serie de reformas estructurales en el sector fiscal y monetario. Desde 1995, la inflación ha sido notablemente baja en la región. El cuadro 2.1 muestra un resumen de los tres regímenes involucrados. Una década de crisis (1980-1990) seguida de un período de estabilización (1991-1994, con la excepción notable de Brasil y Nicaragua) y un período post-reforma, desde 1995 hasta hoy.

³ Easterly et.al. (1995), citado por Savastano (1996).

**Cuadro 2.1****América Latina: Inflación mensual promedio**

	Promedio			Desviación Estándar		
	1980-1990	1991-1994	1995-2005	1980-1990	1991-1994	1995-2005
Sudamérica	6.91	4.35	0.92	10.69	2.75	1.03
Argentina	15.81	1.91	0.40	22.90	4.16	1.23
Bolivia	11.03	0.85	0.40	22.53	0.90	0.68
Brasil	13.33	22.84	0.69	13.02	12.44	0.60
Perú	15.28	3.79	0.38	36.66	3.15	0.45
Resto	2.27	2.36	1.22	1.97	1.15	1.22
Centro América y El Caribe	2.78	1.77	0.69	3.74	4.46	0.79
Nicaragua	19.79	8.41	0.74	28.16	38.16	0.95
Resto	1.08	1.11	0.68	1.30	1.09	0.78
México	4.12	0.96	1.07	2.73	0.66	1.16

Fuente: International Financial Statistics (IFS).

Aún cuando la inflación en América Latina ha sido controlada, los niveles de dolarización no han variado proporcionalmente. En particular, el porcentaje de depósitos en dólares se ha reducido ligeramente en Sudamérica desde 2001 y se ha incrementado en Centro América y El Caribe (véase cuadro 2.2 y Apéndice A con información detallada por países). Si bien en promedio la reducción de los niveles de dolarización en Sudamérica es relativamente pequeña, el caso de Perú destaca por ser el país con mayores avances en el proceso de desdolarización dentro del bloque de economías altamente dolarizadas (los pasivos del sistema bancario en dólares han pasado de 67 por ciento en 2001 a 55 por ciento en 2005⁴). Esta disminución gradual coincide con la adopción de un régimen de metas explícitas de inflación (2001).

Cuadro 2.2**América Latina: Dolarización Financiera**

	1995	2001	2005
Sudamérica	58.2	69.5	53.5
Argentina	57.1	73.5	10.2
Resto	58.4	68.6	62.1
Centro América y El Caribe	17.9	31.5	35.5
México	14.2	6.0	4.0

Fuente: IFS y Bancos Centrales

* La muestra no incluye países que han adoptado el dólar americano como moneda oficial (Ecuador, El Salvador y Panamá) y países donde los depósitos denominados en dólares no se permiten por regulación (Brasil, Colombia y Venezuela).

3. Revisión de la literatura

En la literatura, la persistencia de la dolarización se conoce como “histéresis”. Aunque dicho término no posee una definición única, el acercamiento más común es conceptualizar la histéresis como un problema de expectativas. De acuerdo a este argumento, un incremento temporal pero suficientemente

⁴ En el caso de las empresas bancarias, el porcentaje de pasivos en dólares se redujo de 78 por ciento en 2001 a 67 por ciento en 2005.

grande de la inflación puede llevar a un cambio de expectativas permanente. Si los agentes tienen *memoria larga* acerca de episodios pasados de alta volatilidad es improbable que se observe un proceso de desdolarización (Savastano, 1996). Otros autores han argumentado que la histéresis no es solamente un problema de expectativas. En el caso de la dolarización real, la persistencia puede ser explicada por la existencia de externalidades de red en el uso de la moneda extranjera (ver Uribe, 1997)⁵ mientras que en el caso de la sustitución de activos la elección puede ser explicada sobre la base de la teoría de portafolio (Ize y Levi Yeyati, 2003).

La idea principal del enfoque de portafolio es que, asumiendo que la condición de paridad de tasas de interés se cumple, la dolarización financiera es el resultado de un proceso de optimización donde depositantes y prestamistas aversos al riesgo eligen el porcentaje de depósitos en moneda extranjera que minimiza el riesgo. En este caso, riesgo se define como la volatilidad esperada de la inflación respecto a la de la depreciación del tipo de cambio real. Ize y Levi Yeyati muestran evidencia empírica que confirma que el PVM puede aproximar el nivel de dolarización de Argentina, Bolivia, México, Perú y Uruguay (1982-1995). En un trabajo con datos de corte transversal, De Nicolo et. al. (2003) muestran evidencia similar utilizando una muestra de 100 países -véase también Rennhack y Nozaki (2006)⁶.

Una de las críticas a este enfoque es el supuesto de paridad de tasas de interés como punto de partida. Este supuesto elimina la posibilidad de que la prima por riesgo -el diferencial de tasas de interés-, sea una fuente de explicación para la dolarización en sí misma. Por ejemplo, Winkelried y Castillo (2005) han modelado este diferencial, encontrando evidencia a favor de este enfoque para México, Perú, Uruguay y Polonia.

Dos limitaciones adicionales son que la política monetaria se asume exógena y el riesgo crediticio es cero (los préstamos son siempre pagados), lo cual no es del todo consistente con los hechos estilizados de la región. Un enfoque alternativo, el paradigma de riesgo crediticio, analiza las decisiones de agentes neutrales al riesgo poniendo énfasis en la posibilidad de incumplimiento de pago en el caso de devaluación (Ize y Broda, 2005). Cuando existe riesgo crediticio, la autoridad monetaria tiene incentivos a mantener un tipo de cambio controlado a fin de evitar la pérdida de bienestar ocasionada por los efectos de hoja de balance, lo que otorga incentivos a los agentes a mantener sus activos en dólares (Cowan y Do (2003), Jeanne (2002), Ize (2005), entre otros).

El enfoque de riesgo crediticio no contradice el paradigma de portafolio esencialmente. Las implicancias son las mismas. Si los agentes pueden aprender la verdadera política monetaria, la predicción del PVM se mantiene. Dado que hay evidencia de que los regímenes de tipo de cambio libre en América Latina son la excepción y no la regla (ver Calvo y Reinhart, 2002), se ha argumentado que el “temor a flotar” puede explicar la histéresis sin necesidad de cambios permanentes

⁵ Cuando ocurre un incremento en el nivel de inflación, las externalidades de red permiten una reducción en el costo marginal privado de comprar bienes con moneda extranjera. Cuando esto sucede, la moneda extranjera puede continuar siendo utilizada como medio de cambio aún si el incremento en la inflación esperada fue temporal.

⁶ Rennhack y Nozaki utilizan la base de datos de De Nicolo et. al. para estimar un modelo de datos de panel para el período 1990-2001 (observaciones anuales), encontrando que la capacidad predictiva del PVM se reduce de manera importante cuando el análisis es realizado a lo largo del tiempo y no solamente entre países.

en la inflación esperada. Todo lo que se necesita es un tipo de cambio real con baja volatilidad con respecto a la inflación.

4. Una descripción del modelo de portafolio

La estructura del modelo propuesto por Ize y Levi Yeyati es un sistema financiero con tres tipos de agentes: depositantes y prestamistas, ambos aversos al riesgo, y entidades bancarias neutrales que permiten la intermediación. Los autores estudian el caso en el cual los depositantes pueden escoger entre tres tipos de activos: depósitos domésticos en moneda nacional (D^H), depósitos domésticos en moneda extranjera (D^F) y depósitos fuera del país en moneda extranjera (D^C). El retorno real de cada tipo de activo se denota r^H , r^F and r^C , respectivamente. A su vez, se definen tres fuentes de riesgo: riesgo de tipo de cambio, riesgo de inflación y riesgo de confiscación. Naturalmente, el riesgo de inflación afecta a los depósitos en moneda nacional, el riesgo de tipo de cambio a los depósitos en moneda extranjera (domésticos y fuera del país) y el riesgo de confiscación afecta a los depósitos domésticos.

Para la presente aplicación, el esquema previo se simplifica, permitiendo solamente depósitos domésticos y eliminando la posibilidad de riesgo de confiscación. La razón práctica es que no hay información disponible sobre depósitos fuera del país para la muestra de países utilizada. Sin embargo, esto no limita el análisis por dos razones: (1) el riesgo de confiscación no es relevante para el período de estudio (1995-2005)⁷; y, más importante, (2) ambos modelos son equivalentes si se asume que el riesgo de confiscación es cero⁸. Por lo demás, el modelo es el mismo propuesto por Ize y Levi Yeyati. Por lo tanto, los depósitos domésticos en moneda nacional y extranjera, r^H y r^F (respectivamente) se definen como:

$$r_D = E(r_D^H) - \mu_\pi \quad (1)$$

$$r_F = E(r_F^H) + \mu_S \quad (2)$$

donde μ_π y μ_S denotan la perturbación relacionado a la inflación y el tipo de cambio real, respectivamente. Se asume que estas se distribuyen con media cero y varianza-covarianza S_{ij} . Las preferencias de los depositantes se caracterizan de acuerdo a una función de utilidad media-varianza.

$$U_D = E(r_D) - c_D \text{Var}(r_D) / 2 \quad (3)$$

donde r_D es el retorno real promedio del portafolio y c_D es el parámetro de aversión al riesgo ($c_D > 0$). x^H y x^F son los porcentajes de moneda nacional y moneda extranjera, de manera que:

⁷ La excepción a esta regla es Argentina. Este caso se discute en la sección 5.2.

⁸ Es trivial notar que, si el riesgo de confiscación es cero, la única diferencia entre los depósitos domésticos en moneda extranjera y los depósitos fuera del país (también en moneda extranjera) es el diferencial de tasas de interés. Asumiendo que existe arbitraje, la inclusión de depósitos fuera del país en el modelo se vuelve irrelevante.



$$r_D = x_F r_D^F + x_H r_D^H \quad (4)$$

donde, $x^F + x^H = 1$. Si x^H se expresa en términos de x^F y (4) se reemplaza en (3), el problema de optimización es maximizar (con respecto a x^F):

$$U_D = x_F E(r_F - r_H) + E(r_H) - c_D [x_F^2 \text{Var}(r_F - r_H) + \text{Var}(r_H) + 2x_F \text{Cov}(r_F - r_H, r_H)]/2 \quad (5)$$

Por lo tanto, el porcentaje óptimo de depósitos en moneda extranjera es:

$$x_F = \lambda = \frac{S_{\pi\pi} + S_{s\pi}}{S_{ss} + 2S_{s\pi} + S_{\pi\pi}} + \frac{E(r_F - r_H)}{c_D (S_{ss} + 2S_{s\pi} + S_{\pi\pi})} \quad (6)$$

El problema para los prestamistas refleja de manera inversa el problema para los depositantes. Es decir, los retornos reales entran a la función de utilidad con signo negativo.

$$U_L = -E(r_L) - c_L \text{Var}(r_L)/2 \quad (7)$$

Así, el porcentaje de préstamos en moneda extranjera se asemeja al resultado encontrado en (6), con el signo opuesto en el diferencial de tasas de interés (segundo término). En el caso de que la condición de paridad de tasas de interés se cumpla, el porcentaje de depósitos y préstamos en dólares es una función de la volatilidad de la inflación y el tipo de cambio real:

$$\lambda^* = \frac{S_{\pi\pi} + S_{s\pi}}{S_{\pi\pi} + 2S_{s\pi} + S_{ss}} \quad (8)$$

La definición (8) es el ratio de dolarización derivado del PVM propuesto por Ize y Levi Yeyati. El equilibrio del modelo se logra a través de la intermediación bancaria, la que permite igualar la oferta y demanda de fondos.

5. Metodología

5.1 Estimación de la volatilidad esperada: memoria corta versus memoria larga

La definición (8), λ^* , se basa en la volatilidad esperada. Aunque el supuesto de expectativas *hacia-trás* es inevitable en términos empíricos, el resultado es claramente condicional al tamaño de la

memoria utilizado para construir la matriz de varianzas y covarianzas y la ponderación dada a cada observación. Esta matriz puede denotarse como:

$$[SS] = \begin{bmatrix} S_{\pi\pi} & S_{s\pi} \\ S_{\pi s} & S_{ss} \end{bmatrix} \quad (9)$$

En la literatura empírica previa, (9) se estima utilizando (de manera implícita) un promedio ponderado simple de las observaciones históricas, por lo general con un horizonte de diez años, que puede denotarse como:

$$\sigma_{PS}^2 = \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{T} \right) \left(r_t - \bar{r} \right)^2 \quad (10)$$

La expresión para la covarianza es análoga.

$$\sigma_{12,PS}^2 = \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{T} \right) \left(r_1 - \bar{r}_1 \right) \left(r_2 - \bar{r}_2 \right) \quad (11)$$

En la literatura de optimización de portafolio un promedio simple es raramente utilizado para fines de pronóstico, ya que esto implica darle el mismo peso a todas las observaciones independientemente de qué tan distantes estén estas en el tiempo⁹. No es posible decir *a priori* si este es el método óptimo. El problema es de tipo empírico. De manera alternativa, nosotros estimamos la volatilidad histórica a partir de una ponderación aritmética (PA) y una ponderación exponencial (PE), definidas como (12) y (13), respectivamente.

$$\sigma_{PA}^2 = \sum_{t=1}^T \left(\frac{T-t-1}{T} \right) \left(r_t - \bar{r} \right)^2 \quad (12)$$

$$\sigma_{PE}^2 = \sum_{t=1}^T \left(\frac{\delta^{t-1}}{\sum_{j=1}^T \delta^{j-1}} \right) \left(r_t - \bar{r} \right)^2 \quad (13)$$

En (13), δ es el factor de decrecimiento y r_t es el retorno de un activo. La ponderación de cada observación decrece exponencialmente. En particular, mientras más cerca esté el factor a 1, se le da menos peso (relativo) a los datos más recientes¹⁰, y cuando $\delta = 1$, σ_{PE}^2 colapsa al promedio simple. El

⁹ Ver *Riskmetrics*, documento elaborado por J.P. Morgan.

¹⁰ Esto es sensible al tamaño de la muestra, pero aplica para estimaciones con más de 40 observaciones.

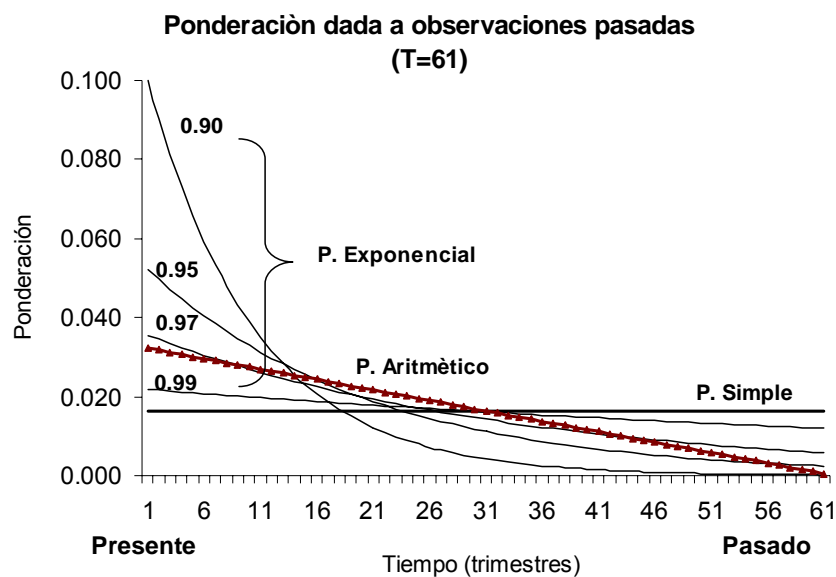
uso de un promedio exponencial es consistente con la definición de la varianza condicional en modelos GARCH. A medida que T se acerca a infinito y si el retorno promedio es cero, (13) se convierte en:

$$\sigma_{t+1|t}^2 = (1 - \delta) \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i r_{t-i}^2 \quad (13a)$$

$$\sigma_{t+1|t}^2 = \delta \sigma_{t|t-1}^2 + (1 - \delta) r_t^2 \quad (13b)$$

El gráfico 5.1 compara la ponderación dada a datos históricos de acuerdo al promedio simple (PS), aritmético (PA), y con decrecimiento exponencial (PE), en este último caso con un rango de factores de decrecimiento entre 0.90 y 0.99. En la aplicación empírica de la sección 6 se utiliza un horizonte de 15 años de manera que T = 61 (observaciones trimestrales, en el gráfico 61 es la observación más lejana).

Gráfico 5.1

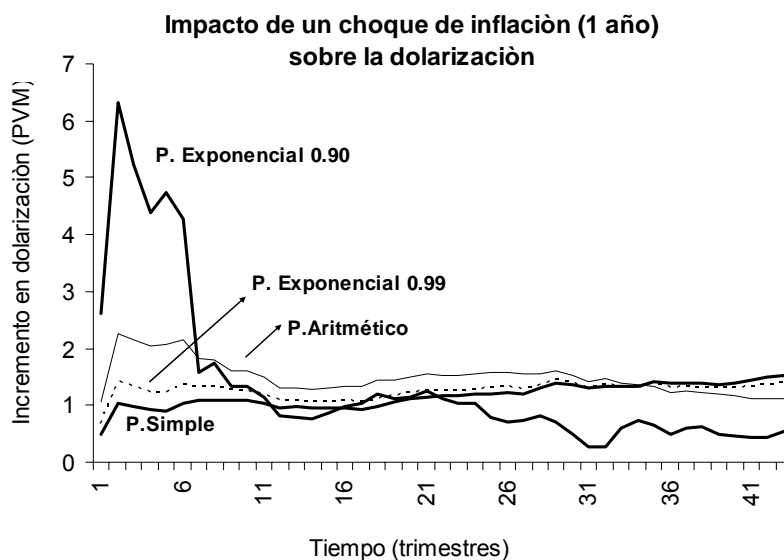


Si PE con un factor de 0.90 es un mejor predictor de la dolarización observada que PS, los datos agregados serían consistentes con expectativas de *memoria corta*, donde los depositantes optimizan sus portafolios dándole mayor importancia a la información reciente. De manera alternativa, si PS tiene una mejor performance que PE, esto implicaría que la volatilidad esperada es consistente con expectativas de *memoria larga*, donde los individuos le dan una mayor importancia relativa a eventos remotos. Así, el rango de estimaciones de 0.90 a 0.99 puede ser utilizado para crear un espectro con dos extremos: *memoria corta* y *memoria larga*.

Para ilustrar como funciona esta metodología, considérese un escenario base donde la inflación y la depreciación del tipo de cambio real siguen una distribución normal con $(\mu=0, \sigma=0.1)$ y $(\mu=0, \sigma=0.05)$,

respectivamente, durante un período de 25 años (equivalente al periodo 1980-2005)¹¹. Usando una ventana móvil de 15 años para estimar la matriz de varianzas y covarianzas, la dolarización para el escenario base se estima según (8) para los últimos 10 años. A continuación, se simula un choque de inflación de 0.5 d.s. de un año de duración. La diferencia entre ambos escenarios se reporta en el gráfico 5.2. Como se observa, PE con un factor de 0.90 tiene una reacción más pronunciada al inicio, pero su impacto se acerca a cero en el largo plazo. Por su parte, en el caso de PS el impacto de la dolarización es menor pero tiene un impacto de largo plazo.

Gráfico 5.2



La distinción entre memoria corta y larga es hecha para fines expositivos, pero es claramente una simplificación. Una característica implícita del promedio exponencial es que asume expectativas adaptativas^{12,13}. Sin embargo, la volatilidad esperada y la volatilidad histórica no están necesariamente relacionadas. Dado que es probable que los agentes tomen decisiones en función a expectativas *hacia adelante*, el supuesto de expectativas adaptativas tiene debilidades inherentes. La principal es que la información histórica es inútil en presencia de un cambio de régimen previsible. Individuos racionales utilizarán toda la información disponible a fin de evitar este tipo de errores. Esta es la clásica crítica de expectativas racionales. Esta limitación es reconocida, pero debido a que no hay mayores cambios de régimen en la muestra (ver sección 5.3) para el período de estudio, es improbable que estos factores jueguen un rol importante.

¹¹ Esto equivale a decir que el retorno esperado de los depósitos denominados en moneda nacional y en moneda extranjera es el mismo, de manera que sólo las consideraciones de riesgo importan.

¹² Las expectativas adaptativas pueden ser escritas en la forma de rezagos distribuidos con ponderación que decrece de manera exponencial (13a).

¹³ Si bien no se puede descartar el enfoque de *adaptive learning*, donde los individuos aprenden poco a poco a pronosticar variables económicas, (ver Evans y Honkapohja, 2001), por simplicidad se mantiene el supuesto de expectativas adaptativas como hipótesis de trabajo.



Otra limitación de esta metodología es el nivel de agregación de los datos. Aún si la volatilidad esperada e histórica están relacionadas, diferentes depositantes pueden tener acceso diferenciado a la información o su capacidad para procesar la misma información puede variar¹⁴. Desafortunadamente, estas asimetrías se pierden en los datos agregados. Esta crítica, el supuesto del agente representativo, es difícil de evitar, pero es atenuada debido a que el análisis es hecho en corte transversal, donde las diferencias entre países es una fuente de explicación en si misma.

5.2 Especificación

La estimación propuesta es un modelo de datos de panel para el período 1995-2005¹⁵. La especificación inicial es

$$FD_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 \lambda_{it}^* + u_{it} \quad (14)$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (15)$$

donde FD_{it} es el porcentaje de depósitos en moneda extranjera en el sistema bancario¹⁶, π_{it} es la inflación¹⁷ y λ_{it}^* es el ratio del PVM definido en (8), estimado usando un horizonte de datos de 15 años. La variable π_{it} es añadida para controlar por cualquier cambio en la dolarización financiera causado por el nivel de inflación presente en lugar de las volatilidades relativas. En estimaciones subsecuentes, la ecuación (14) es extendida para controlar por apertura al comercio internacional, efectos de grupo y asimetrías (sección 6).

El término de perturbación (15) está compuesto de un efecto específico para cada país (μ_i) y un residual remanente (v_{it}), que inicialmente se asume no correlacionado con las variables explicativas. En este contexto, los efectos específicos para cada país se relacionan a condiciones iniciales, tales como: (a) hiper-inflación pasada, (b) repudio de la deuda externa, (c) instituciones débiles. Como se muestra más adelante, estos factores pueden estar correlacionados tanto con el grado de dolarización como con el ratio de volatilidad relativa, lo que originaría un sesgo en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

¹⁴ En el trabajo reciente de Castillo y Winkelried (2006), los autores desarrollan un modelo CAPM en el cual los agentes difieren su velocidad para procesar información, enfocándose en el diferencial de tasas de interés.

¹⁵ Con observaciones trimestrales. El panel es no balanceado, con $n=15$ países y t periodos donde $t_{\max} = 43$, $t_{\min} = 23$ y $t_{\text{promedio}} = 40$.

¹⁶ Idealmente, los depósitos a la vista no deberían ser considerados ya que estos se relacionan a operaciones de pago en lugar de consideraciones de portafolio. Desafortunadamente, la mayoría de los países de la muestra no reportan esta información de manera desagregada.

¹⁷ Calculado como la inflación promedio de los últimos cuatro periodos.



5.3 Muestra

Se consideran 15 países en la estimación: Bahamas, Bolivia, Chile, Costa Rica, Guatemala, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Paraguay, Perú, República Dominicana, Trinidad y Tobago y Uruguay¹⁸. Aquellos países que están totalmente dolarizados (Ecuador, El Salvador, Panamá) o donde los depósitos en moneda extranjera están restringidos por regulación (Brasil, Colombia y Venezuela) no se incluyen en la estimación, ya que el modelo sólo es relevante cuando los individuos pueden escoger la moneda del depósito. En el caso de Argentina, este país no se incluye en la muestra debido a la *pesificación* y las restricciones para retirar y transferir dinero de cuentas bancarias a partir de 2001, lo que trae como resultado que las estadísticas monetarias no reflejen decisiones privadas.

6. Resultados

6.1 El rol de las expectativas

El cuadro 6.1 muestra los resultados de la regresión propuesta en (15). Como la correlación entre μ_i y x_{it} es alta (0.60), se toma como referencia la estimación con efectos fijos (EF) a fin de obtener estimadores consistentes e insesgados.

Utilizando un promedio simple para estimar λ^* , se encuentra que el impacto de la volatilidad relativa es positivo y estadísticamente significativo, pero no muy grande. Cuando el ratio del PVM se incrementa en diez por ciento, el incremento en la dolarización observada es cercano al uno por ciento (ecuación 1d). El resultado del promedio exponencial con un factor de decrecimiento de 0.99 (ecuación 1e) se asemeja al resultado del promedio simple (la ponderación dada a las observaciones pasadas es similar en ambos casos). Pero el aspecto clave es que, a medida que el factor se reduce de 0.99 a 0.90, el impacto de la volatilidad relativa disminuye en tamaño y significancia estadística. Esto se puede observar claramente en el Gráfico 6.1, donde todos los resultados intermedios entre 0.90 y 0.99 son reportados. El umbral a partir del cual el resultado pierde significancia estadística es cercano a 0.92.

Estos resultados confirman que el poder explicativo del PVM depende en gran medida de la ponderación dada a las observaciones pasadas. A medida que la memoria de la matriz de varianzas y covarianzas se reduce, el impacto marginal es menor.

¹⁸ No es obligatorio reportar los depósitos por moneda en las estadísticas monetarias, por lo que la fecha a partir de la cual la información es reportada varía de acuerdo a cada país (en 1995, 11 países de la muestra reportaban la información, 13 en 1997 y los 15 en 1999).

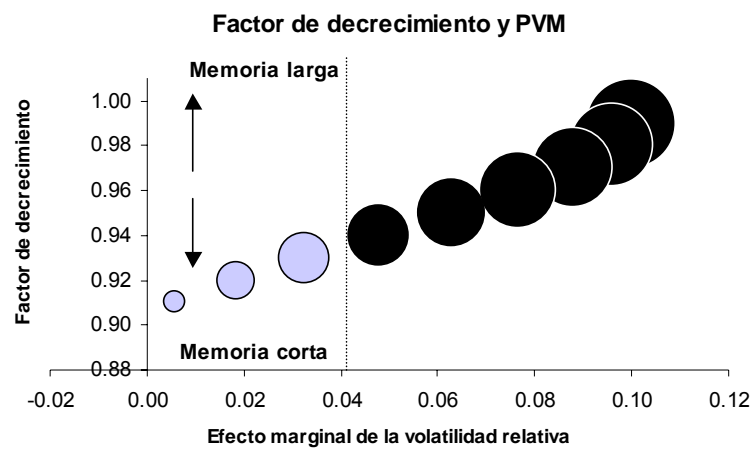
Cuadro 6.1

Resultados de la estimación con datos de panel / América Latina 1995-2005
Variable dependiente: dolarización financiera

Regresión	MCO		EF		EF			EF
	Promedio simple		Promedio simple		Decrecimiento exponencial			Promedio aritmético
	1a	1b	1c	1d	$\delta = 0.99$	$\delta = 0.95$	$\delta = 0.90$	1h
π_{it}		1.9202 0.0040		0.4772 0.0110	0.4865 0.0110	0.4432 0.0320	0.3003 0.1700	0.4235 0.0200
λ^*_{it}	0.7291 0.0000	0.7405 0.0000	0.0862 0.0000	0.0986 0.0000	0.0999 0.0000	0.0629 0.0000	-0.0043 0.7300	0.0785 0.0000
Nº de observ.	596	596	596	596	596	596	596	596
Nº de países	15	15	15	15	15	15	15	15
R-cuadrado	0.450	0.465	0.435	0.438	0.454	0.471	0.011	0.370
Estadístico F	634.280	351.030	43.530	24.370	25.700	10.960	1.920	25.010
Corr(μ_i, X_{it})	-	-	0.622	0.615	0.629	0.661	-0.125	0.565

*Con errores estándar robustos. P-valores al 95% de significancia. La sub-muestra incluye: Chile, Costa Rica, México, Paraguay, República Dominicana y Perú.

Gráfico 6.1



* El tamaño de la burbuja tiene relación con la significancia estadística. Las burbujas oscuras son significativas en un intervalo de confianza de 95% (con un estadístico t que varía entre 2.4 y 6.9). Las burbujas claras no son estadísticamente distintas de cero. En cada caso, los efectos marginales se obtuvieron de estimaciones de datos de panel, controlando por el nivel de inflación, con efectos fijos y errores estándar robustos (15 países, 1995-2005).

Cuadro 6.2

Controlando por apertura al comercio internacional
Resultados de estimación con datos de panel / AL 1995-2005
Variable dependiente: dolarización financiera
Decrecimiento exponencial (0.99, efectos fijos)

Regresión	Muestra reducida		
	2a	2b	2c
π_{it}		0.5932 0.0000	0.6035 0.0000
λ^*_{it}	0.2424 0.0000	0.2249 0.0000	0.2270 0.0010
Apertura _{it}			-0.0386 0.5530
Nº de observ.	254	254	254
Nº de países	6	6	6
R-cuadrado	0.760	0.693	0.707
Estadístico F	12.460	20.590	13.200
Corr(μ_i, X_{it})	0.823	0.773	0.778

*Con errores estándar robustos. P-values al 95% de significancia. La sub-muestra incluye: Chile, Costa Rica, México, Paraguay, República Dominicana y Perú.

El cuadro 6.2 reporta los resultados controlando por apertura al comercio exterior. Esto intenta reflejar el hecho de que, *ceteris paribus*, una pequeña economía abierta que incrementa su participación en el comercio internacional podría tender a estar más dolarizada –en economías más integradas a los mercados internacionales, el impacto de devaluaciones nominales en el precio de los bienes transables tiende a ser más alto, lo que reduce la volatilidad del tipo de cambio real e incrementa los incentivos de la dolarización real y financiera–. Sin embargo, la hipótesis nula no puede ser rechazada en este caso (la apertura al comercio no ayuda a explicar la dolarización).

6.2 Discriminando países altamente dolarizados y regímenes IT

Debido a la heterogeneidad de los países incluidos en la muestra, el análisis se extiende para controlar por dos grupos de países: economías altamente dolarizadas (AD_i) y regímenes explícitos de Metas de Inflación (IT_i). En el primer caso, se considera un umbral de 50% del total de depósitos en moneda extranjera en 1995 (condición inicial) para considerar un país como AD^{19,20}. En el caso de los países IT, estos se consideran como tal a partir del período en el que la regla fue formalmente anunciada²¹.

¹⁹ Por lo tanto, la lista de países AD es: Bolivia, Nicaragua, Paraguay, Perú y Uruguay.

²⁰ Existen variables asociadas a la característica de ser AD que podrían ser incluidas explícitamente. Por ejemplo, se podría controlar por el tiempo (número de años) durante el cual una economía se encuentra dolarizada, o controlar por la heterogeneidad en la regulación de los países para la aceptación del dólar americano (en la medida que el costo de usar la moneda extranjera sea menor, la relevancia de las consideraciones de portafolio puede diferir). Al momento de presentar esta versión, no se contaba con información suficiente para incluir estos controles. Sin embargo, se incluyen de manera implícita a través del uso de efectos fijos, por lo que es improbable que ocasionen un sesgo en los resultados.

²¹ Chile (desde 1991), México (1999) y Perú (2002).

Cuadro 6.3

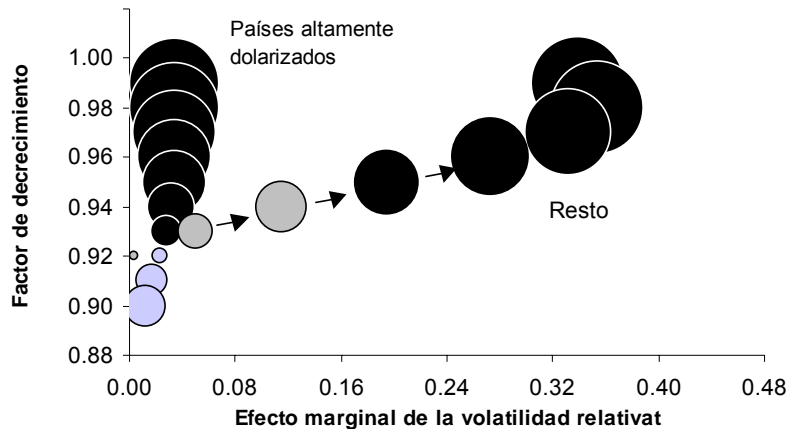
Países altamente dolarizados y regímenes IT
Resultados de estimación con datos de panel / AL 1995-2005
Variable dependiente: dolarización financiera
Decrecimiento exponencial (0.99, efectos fijos)

Regresión	3a	3b	3c
π_{it}	0.1942	0.4484	0.4861
	0.3120	0.0820	0.0150
λ^*_{it}	0.3398	0.0982	0.0999
	0.0000	0.0000	0.0000
$(AD_i) \times (\lambda^*_{it})$	-0.3050		
	0.0000		
$(IT_i) \times (\pi_{it})$		0.1489	
		0.6230	
$(IT_i) \times (\lambda^*_{it})$			0.0008
			0.9820
Nº de observ.	596	596	596
Nº de países	15	15	15
R-cuadrado	0.035	0.431	0.454
Estadístico F	31.420	28.100	23.360
Corr(μ_i, X_{it})	-0.320	0.609	0.628

* Con errores estándar robustos. P-values al 95% de significancia. Los países con Metas de Inflación explícitas son Chile, México y Perú. Los países HD son Bolivia, Nicaragua, Paraguay, Perú y Uruguay (economías con un nivel de dolarización por encima de 50% en 1995).

El principal hallazgo es que los países altamente dolarizados son significativamente menos sensibles a cambios en la volatilidad relativa (cuadro 6.3, ecuación 3a). Para un país que es AD (por ejemplo, Perú²², Bolivia), un incremento de 10 por ciento en el ratio del PVM incrementa la dolarización financiera en sólo 0.35 por ciento, un impacto insignificante desde el punto de vista económico (aunque estadísticamente significativo). Sin embargo, para el resto de economías (por ejemplo, México, Chile) el efecto marginal es de 3.4 por ciento (4.0 por ciento en la sub-muestra). En otras palabras, el resultado encontrado en la sección previa –1 por ciento– es un promedio de dos grupos con características distintas. Aquellas economías que están por encima de un umbral de dolarización son significativamente menos sensibles a cambios en la volatilidad relativa de la inflación y el tipo de cambio, mientras que para el resto de países las consideraciones de portafolio cobran mayor importancia, explicando hasta un tercio de los cambios.

²² Para una aplicación específica del modelo de portafolio para Perú, ver Morón y Castro (2004). En dicho trabajo, los autores realizan un análisis tanto del impacto de la volatilidad relativa sobre el grado de dolarización como el impacto simulado de cambios en el grado de cobertura del seguro de depósitos sobre dicha variable.

Gráfico 6.2
**Factor de decrecimiento y PVM
Países altamente dolarizados y resto**


* El tamaño de la burbuja tiene relación con la significancia estadística. Las burbujas oscuras son significativas en un intervalo de confianza de 95% (con un estadístico t que varía entre 2.4 y 8.6). Las burbujas claras no son estadísticamente distintas de cero. En cada caso, los efectos marginales se obtuvieron de estimaciones de datos de panel, controlando por el nivel de inflación, con efectos fijos y errores estándar robustos (15 países, 1995-2005).

Es interesante notar que el impacto marginal para países AD, aunque también asociado a *memoria larga*, es hasta cierto punto independiente de la manera en que se incorpora la información histórica. A medida que la memoria aumenta (el factor de decrecimiento pasa de 0.90 a 0.99), la significancia estadística del resultado se incrementa, pero el tamaño del impacto se mantiene constante (gráfico 6.2). Para el resto de países se mantiene la relación positiva entre la longitud de la memoria y el tamaño del impacto marginal.

Asimismo, la hipótesis nula de que el impacto marginal de la volatilidad relativa y el nivel de inflación es igual para países IT y el resto de países no puede ser rechazada (ecuación 3b). Si bien este resultado sugiere que un compromiso explícito de Metas de Inflación no tiene impacto sobre la dolarización, el resultado es difícilmente concluyente. Hay tres países IT en América Latina: Chile, México y Perú. De ellos, Chile y México no tienen una historia de alta inflación ni se encuentran altamente dolarizados, por lo que es improbable encontrar un vínculo importante entre inflación y dolarización para estos países. En el caso de Perú, este país posee las dos características previamente mencionadas. Es más, este país ha comenzado a desdolarizarse en los últimos años (ver Apéndice A). En este contexto, la no significancia de nuestro resultado puede explicarse por el hecho de que una regla explícita no es muy diferente de una regla implícita. Debido a que estos países habían logrado una inflación baja y estable antes del anuncio de la regla, no hubo mayores cambios en el momento en que el régimen se hizo explícito.

6.3 Efectos asimétricos

Para verificar la existencia de un impacto asimétrico de la volatilidad relativa, se estima la siguiente regresión:

$$FD_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 \lambda_{it}^* + \beta_3 D_{it} \lambda_{it}^* + \mu_{it} \quad (15a)$$

donde D es una variable binaria igual a 1 si $(\lambda_{it}^* - \lambda_{it-1}^*) < 0$ (el cambio es negativo) y cero en otro caso. La regresión anterior se puede extender para distinguir entre países AD y el resto de países:

$$FD_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 \lambda_{it}^* + \beta_3 D_{it} \lambda_{it}^* + \beta_4 D_{it} + \beta_5 AD_i \lambda_{it}^* + \beta_6 AD_i D_i + \beta_7 D_{it} AD_i \lambda_{it}^* + \mu_{it} \tag{15b}$$

El efecto marginal en ambos casos es (respectivamente)

$$\frac{dFD}{d\lambda_{it}^*} = \beta_2 + \beta_3 D$$

$$\frac{dFD}{d\lambda_{it}^*} = \beta_2 + \beta_3 D + \beta_5 AD + \beta_7 D * AD$$

Efecto marginal del ratio de PVM sobre la dolarización financiera			
Ecuación 4a		Ecuación 4b	
Asimetrías		Asimetrías para países HD y no-HD	
Cambio de signo positivo	0.1058	Cambio de signo positivo	
		Países AD	
		Resto	0.0496
			0.3263
Cambio de signo negativo	0.0766	Cambio de signo negativo	
		Países AD	-0.0427
		Resto	Sin diferencia

En el primer caso (ecuación 4a) parece haber evidencia de un efecto asimétrico, pero la diferencia es pequeña. La elasticidad pasa de 1.1 ante un incremento de diez por ciento en la volatilidad relativa a 0.8 por ciento cuando el cambio es de signo negativo²³. En el segundo caso, cuando se distingue entre países AD y no-AD (ecuación 4b), se encuentra que la asimetría sólo es relevante en el primer grupo. Para un país no-AD, la elasticidad es simétrica, de 3.2 por ciento. Pero cuando el país es AD, la elasticidad se reduce a 0.5 si el cambio es de signo positivo y se vuelve ligeramente negativa (lo que considerando los valores en consideración equivale a cero) si el cambio es positivo. En otras palabras, una reducción en la volatilidad relativa no causa cambios en la dolarización observada para países AD.

²³ Los resultados son válidos al 90% de confianza.

Cuadro 6.4

Asimetrías
Resultados de estimación con datos de panel / AL 1995-2005
Variable dependiente: dolarización financiera
Decrecimiento exponencial (0.99, efectos fijos)

Regresión	4a	4b
π_{it}	0.5070	0.2473
	0.0070	0.1910
λ^*_{it}	0.1058	0.3263
	0.0000	0.0000
$D(1 \text{ if } \Delta\lambda^*_{it} < 0) \times (\lambda^*_{it})$	-0.0292	0.0373
	0.0700	0.2850
$D(1 \text{ if } \Delta\lambda^*_{it} < 0)$	2.1298	0.8115
	0.0030	0.3050
$(AD_i) \times (\lambda^*_{it})$		-0.2767
		0.0000
$(AD_i) \times D(1 \text{ if } \Delta\lambda^*_{it} < 0)$		5.4522
		0.0220
$(AD_i) \times D(1 \text{ if } \Delta\lambda^*_{it} < 0) \times (\lambda^*_{it})$		-0.1295
		0.0060
Nº de observ.	596	596
Nº de países	15	15
R-cuadrado	0.406	0.012
Estadístico F	15.030	15.970
Corr(μ_i, X_{it})	0.587	-0.244

*Los comentarios del cuadro 6.3 aplican.

De manera complementaria, se estimó una versión dinámica incluyendo un rezago de la variable dependiente a fin de obtener una estimación “limpia” del impacto marginal (el rezago captura la persistencia). Los resultados obtenidos utilizando la metodología propuesta por Arellano y Bond (1991)²⁴ no difieren demasiado de los aquí presentados (ver Apéndice B), pero dado que uno de los supuestos no es aceptado (el test de Sargan y Hansen de restricciones sobre-identificadas es rechazado), los resultados no pueden ser utilizados para hacer inferencia.

6.4 Comparación con la literatura empírica

Hay dos estimaciones previas en la literatura que pueden ser directamente relacionadas a este trabajo. La primero es la estimación de Ize y Levi Yeyati (2003), los autores del modelo –originalmente publicado en 1998- y la segunda un trabajo reciente de Rennhack y Nozaki (2006). En ambos casos los autores utilizan un promedio simple para calcular la matriz de varianzas y covarianzas, por lo que la comparación se realiza con el promedio exponencial con un factor de 0.99.

²⁴ Al incluir un rezago de la variable dependiente, el supuesto de que los regresores no están correlacionados con v_{it} deja de cumplirse. La metodología *two-step GMM* propuesta por Arellano y Bond (1991) permite utilizar el rezago de la variable predeterminada y la variable dependiente como instrumentos para producir estimadores insesgados.



Cuadro 6.5

Comparación*

	Período	Datos de panel		Sección transversal
		América Latina	Mundo	Mundo
Nuestros resultados	1995-2005			
Total		0.100	-	-
Economías altamente dolarizadas		0.035	-	-
Resto		0.340	-	-
Ize and Levi Yeyati (2003)	1982-1995			
Total		-	-	0.794
Economías altamente dolarizadas		0.151	-	-
De Nicolo et. al. (2003)	1990-2001	-	-	0.348
Rennhack and Nozaki (2006)	1990-2001	-0.012	0.078	0.450

* Todas las estimaciones controlan por el nivel de inflación. En el caso de la estimación de datos de panel, Ize y Levi Yeyati utilizan EF, mientras que Rennhack y Nosaki, al incluir la variable dependiente rezagada, utilizan el método MGM de dos etapas desarrollado por Blundell and Bond (1998).

Ize y Levi Yeyati reportan una elasticidad de 1.5 por ciento (ante un cambio de 10 por ciento) restringido a una muestra de países altamente dolarizados durante el período 1982-1995 mientras que aquí se encuentra una elasticidad de 0.35 por ciento para este grupo de países durante el período 1995-2005. La diferencia entre ambos resultados es resultado del cambio de régimen. A grandes rasgos, el período 1980-1990 fue un régimen de alta volatilidad, 1990-1994 fue un régimen intermedio, de estabilización, y 1995-2005 un período de baja volatilidad. La persistencia no se convirtió en un problema hasta la última etapa. Esta característica es parcialmente tomada en cuenta en la estimación con asimetrías (ecuación 5b) en la cual el PVM puede explicar incrementos pero no reducciones en economías altamente dolarizadas.

En el caso de Rennhack y Nozaki, los autores estimaron un modelo de datos de panel a nivel mundial (1990-2001) incluyendo un término de interacción para América Latina. El impacto neto encontrado para la región es prácticamente cero. Nuevamente, esto muestra que, a medida que se pasa de un régimen de alta volatilidad a un régimen de baja volatilidad el PVM pierde poder predictivo. Sin embargo, el resultado encontrado por los autores parecería estar sesgado por las economías altamente dolarizadas, ya que en aquellos países que no se encuentran altamente dolarizados (es decir, la mayoría) la elasticidad es de 3.3 por ciento.

7. Conclusiones

En primer lugar, los resultados muestran que el enfoque de portafolio puede explicar parcialmente cambios en la dolarización observada en América Latina durante el período 1995-2005 sólo si la matriz de varianzas y covarianzas es construida asumiendo que los agentes tienen *memoria larga*, en



el sentido de que le dan el mismo nivel de importancia a la información histórica que a la información más reciente.

Este resultado tiene una implicancia de política importante. Un aspecto clave del paradigma de portafolio es la importancia de la volatilidad relativa sobre el nivel de inflación. Como algunos países en América Latina han tenido éxito en reducir la inflación, pero esto ha sido acompañado de una reducción en la volatilidad del tipo de cambio real debido al establecimiento de regímenes de flotación sucia, una de las lecciones de política era que los bancos centrales cargan una parte importante de responsabilidad en la persistencia de la dolarización, afectando la volatilidad absoluta en lugar de la relativa. El argumento es correcto en el sentido de que un régimen de flotación sucia puede ofrecer un seguro gratuito a individuos y firmas operando con la moneda extranjera. Sin embargo, el resultado empírico encontrado en este trabajo sugiere que una fuente de explicación importante para entender la persistencia de la dolarización se encuentra en acciones de política monetaria relativamente distantes en el tiempo (década del 80), las que reciben aún una alta ponderación en la formación de expectativas de los agentes.

En segundo lugar, la importancia de las consideraciones de portafolio difiere de acuerdo al nivel de dolarización. Para economías que no están altamente dolarizadas, el PVM explica hasta un tercio de los cambios en la dolarización observada. Sin embargo, para economías altamente dolarizadas su impacto es mínimo. En particular, si el cambio es de signo negativo (reducción de la volatilidad relativa) el impacto es nulo para este grupo de países. De manera que las condiciones iniciales importan.

¿Cómo se condicen estos resultados con la evidencia reciente de una disminución gradual de la dolarización en un país con metas explícitas de inflación (IT) como Perú? De acuerdo a nuestros resultados, la distinción entre países IT y el resto de países es no significativa (en el sentido de que la adopción de este régimen no tiene efecto sobre la dolarización financiera). Por un lado, este resultado puede deberse a las características de la muestra (solo uno de los tres países con metas explícitas en América Latina, Perú, reporta altos niveles de dolarización durante el periodo de estudio). Asimismo, el resultado también podría estar reflejando que el impacto de un régimen de metas explícitas no difiere significativamente de un régimen de metas implícitas (los tres países reportaban bajos niveles de inflación antes de la adopción de la regla). Al contar con un manejo de la política monetaria creíble antes de la adopción del esquema IT, la diferencia entre ambos regímenes para fines de la estimación puede ser no significativa²⁵.

Por otra parte, un factor que no ha sido considerado y que podría influir en los resultados obtenidos es la no inclusión de una prima por riesgo (diferencial de tasas de interés). Si la prima de riesgo por la tenencia de depósitos en moneda nacional se ha reducido, esto también podría ayudar a explicar la disminución gradual de la dolarización en Perú y posiblemente en otros países como consecuencia de las mejoras en el manejo de la política monetaria.

²⁵ Sobre las condiciones iniciales para establecer un régimen IT, véase Carare et. al. (2002).



Respecto a posibles extensiones de este trabajo, además del aspecto ya mencionado (análisis de la prima por riesgo) es necesario incorporar consideraciones de riesgo crediticio. Esto se puede hacer incluyendo una autoridad monetaria y dando un rol más activo a los bancos en el modelo. Al hacer esto, sería posible caracterizar la interacción entre política monetaria y dolarización. Por otro lado, desde el punto de vista empírico, sería recomendable utilizar información sobre los flujos de nuevos depósitos, los que pueden ser más representativos de las expectativas de los agentes. Aun cuando depositantes antiguos pueden transferir dinero de una cuenta bancaria a otra con distinta denominación de moneda a bajo costo, no queda claro hasta qué punto esto es hecho.

Cabe mencionar que aunque el supuesto de expectativas adaptativas es plausible dado los hechos estilizados de América Latina y el período analizado, el resultado también puede ser consistente con expectativas racionales a través del uso de modelos de aprendizaje. De acuerdo a este enfoque, los agentes aprenden a mejorar sus pronósticos sobre variables económicas a lo largo del tiempo y a velocidad variable, convergiendo en el largo plazo a un equilibrio consistente con expectativas racionales. Se da el caso que esta hipótesis podría ser observacionalmente equivalente a la hipótesis de expectativas adaptativas planteada en el presente trabajo.

Por último, si bien el presente trabajo ha adoptado un enfoque de portafolio para analizar las causas de la persistencia de la dolarización financiera, un enfoque multidimensional debe tener en cuenta ciertos aspectos microeconómicos relacionados a la regulación prudencial y al marco legal de los países respecto al uso del dólar como medio de pago (sustitución monetaria) y unidad de cuenta (dolarización real). Estos factores también son una fuente que sirve para explicar la persistencia de la dolarización, al influir directamente en los incentivos para mantener activos en dólares.

Referencias

- Baltagi, Badi** (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Calvo, Guillermo y Vegh, Carlos** (1992), Currency substitution in developing countries: an introduction. IMF Working paper 92/40.
- Calvo, Guillermo y Reinhart, Carmen** (2002), Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*. May 2002, Volume CXVII, Issue 2.
- Carare, Alina, y otros** (2002), Establishing Initial Conditions in Support of Inflation Targeting. IMF Working Paper 02/102.
- Castillo, Paul y Winkelried, Diego** (2006), Dollarization persistence and individual heterogeneity. Disponible en: <http://ideas.repec.org>
- Cowan, Kevin y Do, Quy-Toan** (2003), Financial dollarization and central bank credibility. World Bank, policy research working paper 3082.
- De Nicolo, Gianni, Honohan, Patrick e Ize, Alain** (2003), Dollarization of the banking system: good or bad? IMF, working paper 03/146.



Evans, George y Honkapohja, Seppo (2001), *Learning and expectations in macroeconomics*. Princeton University Press.

Galindo, Arturo y Leiderman, Leonardo (2005), *Living with dollarization and the route to dedollarization*. Inter-American Development Bank, working paper 526.

Ize, Alain y Levy-Yeyati, Eduardo (2003), *Financial Dollarization*. *Journal of International Economics* 59: 323–347.

_____ (2005), *Financial De-dollarization: is it for real?* IMF Working Paper 05/187.

Jeanne, Olivier (2002), *Why do emerging economies borrow in foreign currency?*. Paper prepared for the conference “Currency and Maturity Matchmaking: Redeeming Debt From Original Sin”. Inter-American Development Bank.

J.P. Morgan y Reuters (1996), *Riskmetrics*, Technical documentation.

Moron, E. y Castro, J.F. (2004), *Desdolarizando la economía peruana: un enfoque de portafolio*. Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos* número 12. Lima, Perú.

Rennhack, Robert y Nozaki, Masahiro (2006), *Financial Dollarization in Latin America*. IMF Working Paper 06/07.

Savastano, Miguel (1996), *Dollarization in Latin America: recent evidence and some policy issues*. IMF Working Paper 96/4.

Uribe, Martin (1997), *Hysteresis in a model of currency substitution*. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40.



Apéndice A

América Latina: Información básica

	Inflación mensual promedio			Depreciación de tipo de cambio real mensual promedio			Dolarización Financiera		
	1980-1990	1991-1994	1995-2005	1980-1990	1991-1994	1995-2005	1995	2000	2005
Sudamérica	6.91	4.35	0.92	7.18	0.75	0.52	58.18	67.15	53.45
Argentina	15.81	1.91	0.40	18.30	1.53	1.03	57.12	64.72	10.19
Bolivia	11.03	0.85	0.40	23.81	0.68	0.42	78.34	92.09	84.77
Brasil	13.33	22.84	0.69	0.11	-0.39	0.51	-	-	-
Colombia	1.82	1.85	0.90	0.57	-0.72	0.13	-	-	-
Ecuador	2.59	2.90	2.04	0.82	-0.53	0.17	-	-	-
Perú	15.28	3.79	0.38	18.76	3.12	0.34	74.81	79.70	67.17
Venezuela	1.80	3.10	2.33	1.17	-0.14	0.28	-	-	-
Paraguay	1.66	1.33	0.70	2.19	0.90	0.93	43.42	62.86	56.14
Uruguay	4.13	3.92	1.01	4.30	2.65	1.19	88.39	92.12	92.08
Chile	1.63	1.02	0.34	1.79	0.41	0.24	7.01	11.42	10.36
Centro América y El Caribe	2.78	1.77	0.69	12.54	1.73	0.42	17.94	29.88	35.46
Nicaragua	19.79	8.41	0.74	126.66	9.85	0.67	n.a.	72.40	68.27
El Salvador	1.47	0.99	0.33	0.13	-0.56	-0.11	-	-	-
Panamá	0.21	0.09	0.10	0.21	0.15	0.11	-	-	-
Bahamas	0.48	0.29	0.14	0.08	0.09	0.00	1.88	2.62	2.79
Costa Rica	1.92	1.42	0.96	2.29	0.99	0.84	37.16	43.59	53.70
República Dominicana	1.87	0.62	0.97	2.77	0.35	0.81	n.a.	16.18	24.99
Guatemala	1.25	0.85	0.61	1.71	0.27	0.24	0.00	0.00	13.60
Haiti	0.69	1.86	1.40	0.08	2.71	0.96	20.70	38.88	48.80
Honduras	0.75	1.37	1.01	2.11	1.11	0.57	n.a.	28.86	34.44
Jamaica	1.29	3.01	0.93	1.32	3.19	0.50	n.a.	27.94	36.93
Trinidad y Tobago	0.89	0.59	0.36	0.59	0.90	0.04	29.95	38.43	35.60
México	4.12	0.96	1.07	4.11	1.58	0.56	14.16	6.12	3.99

Fuente: IFS y Bancos Centrales.

Apéndice B

Datos de panel dinámico (Metodología de Arellano y Bond) Decrecimiento exponencial (0.99, efectos fijos)

Regresión	6a	6b	6c
Dol_{it-1}	0.7078 0.0000	0.6888 0.0000	0.6847 0.0000
π_{it}		-0.2490 0.0000	-0.2639 0.0000
λ^*_{it}	0.0407 0.0000	0.0274 0.0210	0.1056 0.0020
$(AD)_x (\lambda^*_{it})$			-0.0877 0.0160
Nº de observ.	586	586	586
Nº de países	15	15	15
Wald chi2	415.670	437.220	447.880
Test de Sargan de restricciones sobreidentificadas - prob > chi2	0.000	0.000	0.000
Test de Arellano-Bond			
Autocorrelación de primer orden, Pr > z	0.000	0.000	0.000
Autocorrelación de segundo orden, Pr > z	0.830	0.815	0.825

Este cuadro reporta los resultados de la estimación dinámica utilizando la metodología propuesta por Arellano y Bond (1991), utilizando una matriz de variables instrumentales restringida a 4 rezagos (1 año). La diferencia principal es que en esta estimación el rezago de la variable exógena se convierte en el principal determinante de la dolarización contemporánea, con un coeficiente cercano a 0.70, mientras que el impacto marginal del PVM es extremadamente bajo para la región como un todo. Cuando este impacto marginal se estima distinguiendo entre países altamente dolarizados y el resto, se observa el mismo patrón que en la estimación con efectos fijos, aunque a una escala menor. El impacto acumulado para países no-HD es 0.10, con un impacto acumulado luego de 1 año (a través del rezago de la variable dependiente) de 0.28 y un impacto de largo plazo de 0.33 (utilizando la definición de una progresión aritmética infinita, el impacto de largo plazo es igual a $\beta/(1-\alpha)$, donde β es el coeficiente del PVM y α es el coeficiente del rezago de la variable dependiente). Para países HD, el impacto de corto y largo plazo es cero. El supuesto de no existencia de autocorrelación de segundo orden, requerido para el uso de la técnica de Arellano-Bond, se cumple. Sin embargo, la principal limitación de esta estimación es que no se rechaza la hipótesis nula del test de Sargan y Hansen de restricciones sobreidentificadas, lo que significa que los instrumentos están correlacionados con los residuales IV.

