Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: Algunas consideraciones

Javier Luque*
jluque@bcrp.gob.pe

Marco Vega*
mvegad@bcrp.gob.pe

1. Introducción

Las áreas de investigación de bancos centrales alrededor del mundo han puesto un especial énfasis en el desarrollo de sistemas de proyección. La necesidad de proyecciones adecuadas es innata a la naturaleza de los bancos centrales porque aquellas son necesarias para tomar decisiones de política acertada.

Este esfuerzo comienza a mediados de los 60's con modelos econométricos de gran escala inspirados por la Comisión Cowles[1]. Estos modelos usualmente incluían un elevado número de variables y sectores, utilizando una cantidad elevada de recursos para implementar proyecciones macroeconómicas. Sin embargo, el empleo y estimación de estos modelos ha disminuido, frente a desarrollos posteriores, especialmente al desarrollo de la "Crítica de Lucas" (Lucas 1976), las expectativas racionales (Sargent 1984) y la crítica sobre restricciones a priori en los modelos econométricos (Sims 1980).

Estos nuevos desarrollos han impulsado el uso de modelos pequeños semi-estructurales. Estos modelos, partiendo de consideraciones de equilibrio general, representan a la economía mediante un número limitado de relaciones. Por construcción, estos modelos incorporan expectativas racionales y son inmunes a la Crítica de Lucas. Al incorporar expectativas racionales, las soluciones de los modelos toman en cuenta cualquier cambio de política. Por ejemplo, si dichas soluciones admiten una representación reducida explícita en forma de un sistema autoregresivo vectorial, entonces los parámetros de dicha forma reducida son condicionales a los supuestos de política que se tome en cuenta en dicha solución.

En el presente artículo se presenta un modelo pequeño semi-estructural calibrado para la economía peruana. Este modelo es similar al empleado por el banco central dentro de su sistema de proyección, el mismo que cuenta adicionalmente con modelos satélites, y es complementado con opiniones de especialistas. **El presente modelo es presentado con fines expositivos.**

Modelos y Regímenes de Metas Explicitas de Inflación

A partir de la experiencia exitosa de Nueva Zelanda, un número creciente de países ha adoptado regímenes de metas explícitas de inflación para el diseño de su política monetaria. Estos regímenes implican un compromiso de parte de la autoridad monetaria con la meta de inflación anunciada. Como herramienta para mejorar el proceso de toma de decisiones, estos bancos centrales han mejorado sus procesos de proyección, centrándose en parte al desarrollo de modelos.

*Los autores laboran en la Gerencia de Estudios Económicos del BCR. Asimismo, desean expresar su agradecimiento a David Vavra, Jeromer Benes, Adrian Armas, Hugo Perea y Gonzalo Llosa por el valioso aporte en cada una de las etapas del modelo a partir de su génesis a inicios del año 2002. Hacemos especial mención a David Vavra y Jeromer Benes por su valiosa colaboración. Las opiniones vertidas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente la visión del BCR.

[1] Los dos principales aportes hechos por esta comisión a la econometría son el impulsar el uso de la inferencia estadística en economía así como desarrollar, estimar, identificar y tratar de validar modelos macroeconómicos de ecuaciones simultáneas.

Dentro de los programas de modelación, se incluyen modelos que incorporan los desarrollos teóricos recientes y sean inmunes a la crítica de Lucas. Estos modelos son parte de procesos amplios dentro de los bancos centrales, los que usan un modelo principal de proyección (junto con modelos satélite), complementándose con toda la información disponible al momento de realizar la proyección de una manera ordenada y sistemática. Este es un proceso dinámico con interacciones entre los responsables de los modelos y los proveedores de información.

Esquemas de comunicación

El esquema de Metas Explícitas de Inflación requiere que la comunicación de las decisiones de política y de las proyecciones de inflación y actividad hechas por el banco central hacia el público sea lo más transparente posible. En este sentido, tanto la comunicación de las proyecciones de inflación como de las decisiones periódicas de política monetaria se hacen tomando en cuenta un balance de la posible evolución futura de factores exógenos que afectan las proyecciones y por ende determinan las decisiones de política.

La relación entre la evolución futura de factores exógenos y la economía se hace mediante un modelo. El mismo permite cuantificar cada elemento de los distintos mecanismos de transmisión que subyacen en la economía. Un conocimiento, en algunos casos parcial, de los mecanismos de transmisión en la economía facilita a la autoridad monetaria su tarea de comunicar y sustentar un determinado rango de proyección de inflación, y así tomar sus decisiones.

Otro elemento importante en la comunicación de la proyección es la posición de la política monetaria a lo largo del horizonte de proyección de inflación. Si la variable instrumento de política es la tasa de interés de los fondos interbancarios, entonces existen dos formas en las que se puede entender la proyección condicional a la posición de política monetaria:

a. Para que los agentes puedan resolver las expectativas futuras de inflación (y las demás variables) es menester que conozcan cómo la autoridad monetaria mueve su tasa de política en el futuro. Es conocido que si la evolución de dicha tasa está asociada a la evolución de las variables endógenas del modelo – regla de retroalimentación – entonces el modelo queda perfectamente determinado[2] y por tanto existe una única trayectoria de inflación dadas las variables exógenas del modelo (Woodford 2002)

   Por ello, la evolución ligada a la proyección de inflación puede estar dada por la secuencia de tasas de interés derivada de la regla mencionada.

   Sin embargo, la comunicación de estas proyecciones tiene un obvio problema práctico: la autoridad monetaria, al ser un cuerpo de personas y no una persona, solo puede tomar la secuencia de tasas de interés derivada de esta proyección como una referencia para sus deliberaciones de política más no como "la" postura que adopte como cuerpo a lo largo del horizonte de proyección (ver Goodhart 2001). Por tanto, si bien las proyecciones ligadas a una secuencia de tasas de interés futura derivadas de una regla llevan en promedio a que la inflación no se desvíe demasiado del objetivo inflación, la comunicación de la evolución de la inflación futura lleva ligada una trayectoria de tasas de interés a la que la autoridad monetaria no tiene por que comprometerse, por lo cual este tipo de proyecciones resultaría incómodo si fuera comunicado al público.

b. Una alternativa a la secuencia activa de tasas de interés es mantener una tasa de interés constante a través del horizonte de proyección. Esta forma es más fácil de comunicar pues liga la proyección al anuncio de política asociado a la misma: Al inicio de cada mes, por ejemplo, el Banco Central de Reserva del Perú (BCR) anuncia un rango de tasas de interés de referencia para el mercado de dinero dentro del cual se tiene como objetivo ubicar la tasa de interés interbancaria. Las proyecciones ligadas a este tipo de anuncio son publicadas tres veces al año en el Reporte de Inflación. Una interpretación metodológica de las decisiones de tasa constante ligadas a las proyecciones es la siguiente: primero, se hace una proyección sujeta a una tasa de interés constante vigente en el periodo de proyección. A partir de allí se calcula la probabilidad de que la tasa de inflación en el horizonte relevante de proyección esté dentro del rango de objetivo inflación. En una segunda ronda, se pondera si dada la probabilidad anterior, la tasa de interés constante debe

[2] El término indeterminación se debe entender como la existencia de equilibrios estables múltiples para las variables reales.

incrementarse o reducirse y luego se corre una proyección a dicha nueva tasa constante, que es la que formalmente se comunica.

La comunicación radica en señalar que la inflación en determinados periodos en el futuro (fin de año calendario) es la resultante si la autoridad monetaria congela la tasa de interés en un valor explícito (igual a la tasa de política y consistente con los rangos anunciados para la tasa de interés). Dado que por definición, la inflación resultante en el horizonte relevante estará dentro del rango permisible de inflación, la proyección tiene un cierto grado de consistencia con el anuncio de política y la postura indicada en ella. Las señales de posibles subidas o bajadas en la tasa de interés están implícitas siempre en el balance de riesgos[3] y la posición relativa de la inflación proyectada dentro del rango de objetivo inflación.

Sin embargo, en términos teóricos la proyección con tasa de interés constante es inherentemente inconsistente en el tiempo[4]. Cuando haya pasado un periodo, la tasa de interés que escoja la autoridad monetaria no tiene por que ser la misma que la del periodo anterior porque pueden suceder acontecimientos que hagan que la tasa de interés anunciada un mes atrás ya no sea deseable para fines que la autoridad monetaria tiene. Además, resulta complicado inducir una tasa de interés constante dado que representaría una desviación sistemática de la regla de formación de tasas de política incluida en el modelo.

Por ello, el presente trabajo considera los elementos que se toman en cuenta al momento de hacer proyecciones basadas en el modelo, detallando los problemas prácticos y teóricos involucrados en el esquema de proyecciones emprendido desde inicios del 2002.

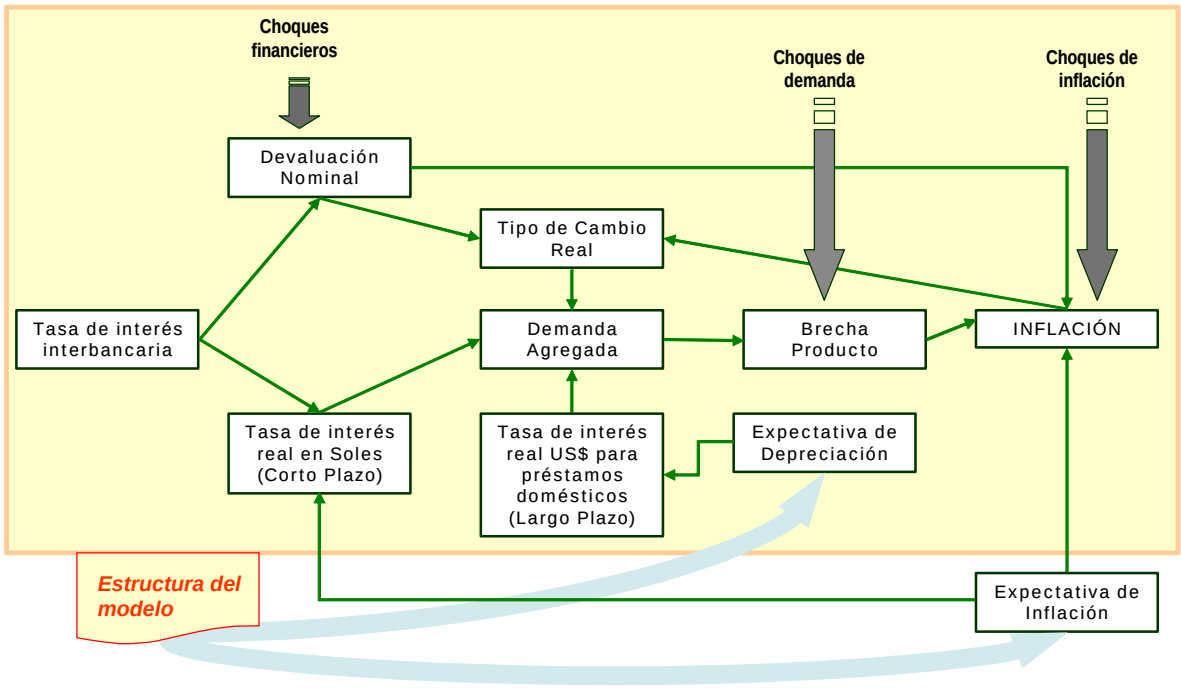
La exposición se ha dividido de la siguiente manera: en la segunda sección se describe el modelo y el tipo de variables involucradas; en la tercera parte se realiza un análisis simple a partir de una simulación de proyección; y en la cuarta parte se hacen algunos comentarios finales.

[3] La que explícitamente viene dada por la forma de la distribución de la proyección de inflación en el periodo de análisis.
[4] Ver Leitemo (2002) para una ilustración rigurosa

2. La estructura del modelo y las variables

La idea general del modelo puede ser descrita mediante el siguiente diagrama de flujos:

Diagrama 1



El *Diagrama 1* describe el mecanismo a través del cual la tasa de interés interbancaria afecta a las demás variables de la economía para finalmente afectar la inflación.

Dado este panorama, cuando la autoridad monetaria mueve su tasa de política, se afecta en primera instancia tanto la devaluación nominal como la tasa de interés real interbancaria ex ante de corto plazo[5]. Por un lado, la devaluación nominal y la inflación afectan el tipo de cambio real[6], por otro lado, las expectativas de inflación dentro de un año así como la devaluación esperada dentro de un año, determinan la tasa de interés real de los préstamos en dólares para los agentes no transables. Son estas tres variables reales (la tasa de interés real doméstica, la tasa de interés real de préstamos en dólares expresada en soles y el tipo de cambio real) las que afectan la demanda agregada de la economía. La demanda agregada per sé, sin embargo, no determina la inflación sino la medida de cuán alejado ésta este de la medida de producto no inflacionario, al que se llamará brecha producto inflacionario[7].

Relaciones incorporadas en el modelo:

El corto plazo del modelo está resumido en cuatro ecuaciones básicas: La demanda agregada en brechas, una curva de Phillips del tipo neo-keynesiano, una ecuación que describe el equilibrio en el mercado financiero y la regla de política monetaria.

[5] Esto último implica que los agentes racionales ya han hecho el cálculo del efecto del cambio de política sobre todas las variables endógenas y tienen formadas por tanto las expectativas de inflación consistentes con dicho cálculo.
[6] Es decir, en el corto plazo, el tipo de cambio real se mueve en términos del tipo de cambio nominal y el diferencial de precios externos versus los precios domésticos.
[7] El producto no-inflacionario está asociado a lo que se conoce como producto tendencial o potencial. Esta variable no es observable y tienes diferentes interpretaciones. La interpretación que se usa en el presente texto es precisamente la medida de producto que no causa inflación y esta asociado a incrementos de demanda ligados a incrementos de oferta que no presionan sobre la inflación.

2.1 Demanda agregada en brechas:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 r_{gap,t-1} + a_3 r^*_{LPgap,t-1} + a_4 q_{gap,t-1} + a_5 tot_{gap,t} + a_6 y^*_t + a_7 fis_t + e_t^d \quad \text{...(1)}$$

Donde:

y_t	Brecha del producto en el periodo t.
$r_{gap,t}$	Brecha de tasa de interés real interbancaria de corto plazo.
$r^*_{LPgap,t}$	Brecha de tasa de interés real de largo plazo por los préstamos en dólares tomados por un agente no-transable.
$q_{gap,t}$	Brecha de tipo de cambio real bilateral.
$tot_{gap,t}$	Brecha de términos de intercambio.
y_t^*	Indicador de demanda externa (brecha del producto de EUA).
fis_t	Impulso fiscal.
e_t^d	Choque autónomo de demanda.

La brecha de producto es entendida como una medida de actividad real que refleja las presiones inflacionarias o deflacionarias en un periodo determinado. Esta variable está afectada por términos endógenos en el modelo *($q_{gap,t}$, $r_{gap,t}$ y $r^*_{LPgap,t}$)*, así como por factores exógenos *(fis_t, $y^*_{gap,t}$ y $tot_{gap,t}$)*. A continuación pasamos a detallar estos factores:

Se puede notar que tanto las variables endógenas como las variables exógenas del modelo en la ecuación de brecha de producto también están definidas en términos de brechas[8]. En este sentido se observa cómo las distintas brechas de la economía presionan la brecha de producto hacia arriba o hacia abajo en el corto plazo.

Al hablar de brechas, es importante mencionar los equilibrios a partir de los cuales se sustentan las mismas y cómo estos equilibrios se desenvuelven a través del tiempo. El conjunto de variables de equilibrio (o tendenciales) que se elaboran son:

r_t^{eq}	La tasa real interbancaria de equilibrio
$r_{lp,t}^{*eq}$	La tasa real de préstamos en dólares a un año para el sector transable
q_t^{eq}	El tipo de cambio real bilateral
$y_t^{us,eq}$	El crecimiento del PBI tendencial de EUA
tot_t^{eq}	La evolución tendencial de los términos de intercambio
y_t^{eq}	El crecimiento del PBI tendencial
s_t^{eq}	La prima por riesgo cambiario de equilibrio.

[8] Este enfoque de brechas para la demanda agregada se basa en la metodología usada por ejemplo por el Banco de la República Checa Ver Laxton, Polack y Rose (2003).

Para determinar las brechas y tendencias de estas variables se aplican filtros estadísticos estándar que descomponen las variables observadas en tendencia y ciclos. En el caso del premio por riesgo cambiario de equilibrio s_t^{eq} se considera que esta variable se desenvuelve de acorde a los movimientos seculares de la condición de paridad no cubierta expresada en términos reales:

$$\Delta q_t^{eq} = r_t^{eq} - r_t^{*,eq} - s_t^{eq}$$

Para dicho cálculo, se hallan de manera independiente, primero la depreciación del tipo de cambio real de equilibrio Δq_t^{eq}, la tasa real interbancaria de equilibrio r_t^{eq} y la tasa real externa de equilibrio $r_t^{*,eq}$. Finalmente, la prima por riesgo cambiario de equilibrio s_t^{eq} se determina de manera que la ecuación anterior se cumpla.

2.1.1 La brecha de tasa real interbancaria ($r_{gap,t}$)

La brecha de la tasa de interés real mide cuán cíclicamente alta o baja está la tasa de interés real interbancaria y por tanto es una primera medida de postura de política monetaria. Así, una tasa de interés real interbancaria por encima de su tendencia indica una postura contractiva de política monetaria.

Sin embargo, el hecho empírico sustancial es qué tan importante es esta brecha para afectar la demanda agregada. Teóricamente, una tasa de interés interbancaria está ligada a las tasas de interés de más largo plazo a través de la curva de rendimiento. El canal de tasa de interés a la demanda agregada se efectiviza por sus efectos sobre las decisiones de consumo y ahorro de los agentes, y sobre algunos rubros de la inversión privada.

Se decidió usar la tasa de interés real en soles de corto plazo debido a que los préstamos de largo plazo en soles son prácticamente inexistentes. La mayoría de préstamos de largo plazo están denominados en dólares (aproximadamente un 80 por ciento del total de préstamos)[9].
Así, la tasa real interbancaria está definida por:

$$r_{cp,t} = i_{cp,t} - p^{e}_{t,t+1} \qquad \textbf{...(2)}$$

Donde $p^{e}_{t,t+1}$ es la expectativa de inflación del periodo siguiente en base a la información del periodo corriente. Las expectativas consideran tanto un componente "backward-looking" así como un componente plenamente racional "forward-looking" o consistente con el modelo.

$$p^{e}_{t,t+1} = b_p \left(\tfrac{1}{J} \sum_{j=1}^{J} p_{t-j} \right) + (1 - b_p) E_t [p_{t+1}] \qquad \textbf{...(3)}$$

Esta ecuación dice que la inflación promedio observada de los últimos *J* meses pasados tiene un peso b_p en la formación de expectativas del público, mientras que la inflación esperada del siguiente periodo consistente con el modelo tiene una ponderación de (1-b_p).

La inclusión de expectativas racionales se justifica por el hecho de poder ligar las acciones de política del banco enmarcadas dentro del esquema de objetivo inflación con las proyecciones de inflación, las cuales serán exactamente iguales a las expectativas racionales de los agentes. Es decir, ligar las expectativas a lo que la

[9] Al hacer eso, se obvia la evolución de tasas de interés interbancaria en periodos futuros, los cuales podrían constituir un canal suavizador en la transmisión de política monetaria.

autoridad monetaria va a hacer o pretende hacer en el futuro de manera que puedan afectar a la tasa de interés real y ésta a la brecha de producto (canal indirecto de expectativas) o que puedan afectar el componente de expectativas en la formación de la inflación (canal de expectativas directo). Si las expectativas fueran puramente adaptativas, éstas estarían guiadas solamente por cualquier evento pasado que haya dado un perfil determinado a la inflación, lo que hace que simplemente no se puedan modelar los canales de expectativas debido a que éstas deben basarse en lo que la política monetaria haga en el futuro[10].

Sin embargo, como se menciona en Mankiw, Reis y Wolfers (2003), las mediciones de expectativas de los agentes en realidad difieren de las expectativas racionales, dado que el supuesto de racionalidad implica información total del modelo y el procesamiento óptimo de dicha información en cuestión[11].

La variable que entra en el modelo es la brecha de esta tasa de interés real:

$$r_{gap,t} = r_{cp,t} - r_{cp,t}^{eq} \qquad \text{...(4)}$$

2.1.2 La tasa real de largo plazo de los préstamos en dólares a los agentes no-transables de la economía ($r^{*}_{LPgap\ ,t}$):

En una economía dolarizada, también se debe tener en cuenta la brecha de la tasa real denominada en dólares relevante para los agentes domésticos $r^{*}_{LPgap,t}$ dado que un gran componente del capital físico está valuado en dólares, la tasa de interés real relevante debe considerar el costo del capital denominado en dólares. En principio, esta tasa de interés real depende de la composición de los agentes en transables y no transables. Si esta tasa sube, por ejemplo cuando los agentes esperan una fuerte depreciación nominal hacia el periodo de maduración de un préstamo, al no haber un mercado completo de préstamos de largo plazo en soles al cual acudir, los agentes no tiene otra cosa que posponer el préstamo que iban a tomar, deprimiendo por tanto la demanda.[12]

Se toma la tasa de interés nominal *Libor* a un año y se deflacta usando la tasa de inflación esperada a un año y se inflata por la depreciación esperada para dicho periodo.

$$r^{*}_{lp,t} = i^{*}_{lp,t} - p^{e}_{t,t+12} + \left(e^{e}_{t,t+12} - e_t\right) \qquad \text{...(5)}$$

Los términos de expectativas se definen de la siguiente manera:

Las expectativas de inflación a un año hacia delante tienen la misma forma que las expectativas un periodo hacia delante:

$$p^{e}_{t,t+12} = b_p\left(\tfrac{1}{J}\sum_{j=1}^{J} p_{t-j}\right) + (1-b_p)E_t\left[p_{t+12}\right] \qquad \text{...(6)}$$

Las expectativas de tipo de cambio tienen el mismo patrón de comportamiento:

---

[10] Lo que la política monetaria haga en el futuro, está precisamente definida por la regla de retroalimentación de su instrumento de política.

[11] Dicha información y procedimientos óptimos superan largamente la capacidad del econometrista operador del modelo. Por ello, una forma más sutil de trabajar con términos expectacionales sería incluir elementos de racionalidad restringida a la Evans y Honkhapojia (2000).

[12] Si existiera un mercado completo de largo plazo para préstamos en soles (préstamos hipotecarios, de consumo duradero o de consumo de capital), entonces existirían posibilidades de arbitraje entre los dos tipos de préstamos. La devaluación esperada equilibraría las dos tasas de interés reales.

$$e^{e}_{t,t+12} = b_e\left(\tfrac{1}{J}\sum_{j=1}^{J} e_{t-j}\right) + (1-b_e)E_t\left[e_{t+12}\right] \qquad \textbf{...(7)}$$

Una vez determinada esta tasa real, se calcula la variable brecha que va en la ecuación de brecha producto no inflacionario:

$$r^{*}_{LPgap,t} = r^{*}_{lp,t} - r^{*eq}_{lp,t} \qquad \textbf{...(8)}$$

2.1.3 La brecha de tipo de cambio real bilateral (q_{gap})

Los efectos de variaciones de la brecha de producto sobre el tipo de cambio real son dos: El primero es el efecto tradicional de impulso a las exportaciones netas que afecta positivamente la brecha de producto. El segundo efecto se da cuando ocurre una depreciación real relativamente fuerte y no esperada, en tal circunstancia, es posible que el efecto hoja de balance se active, es decir, el monto de los préstamos en dólares destinados a los agentes no transables suba abruptamente y rompa cualquier tipo de cobertura que hayan comprado dichos agentes, produciendo moras generalizadas y quiebras tanto de deudores como de bancos. Se debe precisar que el modelo trata básicamente el efecto positivo sobre la brecha de producto más no el efecto negativo derivado de un potencial problema de hoja de balance que al ser un evento extremo y no-lineal[13], genera complicaciones al momento de la modelación.

Para definir la brecha de tipo de cambio real bilateral (q_{gap}), en principio, se define el tipo de cambio real (expresado en logaritmos de un índice) de la siguiente manera:

$$q_t = q_{t-1} + (e_t - e_{t-1}) + \tfrac{1}{12}\left(p^{usa}_t - p_t\right) \qquad \textbf{...(9)}$$

donde ***e*** es el logaritmo del tipo de cambio nominal, p^{usa} es la inflación del IPC de EUA y p es la inflación del IPC doméstico. Debido a que las inflaciones están anualizadas, es necesario dividir éstas entre doce para poder calcular los cambios mensuales en el tipo de cambio real.

El tipo de cambio real de equilibrio estará denotado por q^{eq} y su dinámica es consistente con la evolución secular de otras variables reales. Por ello, definimos a la brecha tipo de cambio real versus el tipo de cambio real de equilibrio como:

$$q_{gap,t} = q_t - q^{eq}_t \qquad \textbf{...(10)}$$

Si q_{gap} es positivo, entonces el tipo de cambio real de equilibrio está sobre-depreciado, lo que implica que el precio real de los bienes externos (EUA) respecto a los precios domésticos es momentáneamente mayor que aquel que logra un flujo comercial neto cero, ya que se genera un aumento de las exportaciones netas. El efecto del tipo de cambio real sobre la demanda agregada debe ser entendido principalmente como un efecto sustitución[14] entre los bienes domésticos versus los bienes foráneos.

2.1.4 El impulso fiscal (*fis*)

[13] Además hay que considerar que financieramente, muchos agentes tienen sus activos en dólares por lo que en realidad el efecto de balance es en realidad incierto y aún más difícil de medir en el ámbito agregado.

[14] Al respecto, incluir el tipo de cambio real multilateral sería más acertado.

Corresponde al cambio porcentual anual en el déficit primario cíclicamente ajustado del gobierno central expresado como porcentaje del producto potencial no inflacionario.

La medición del balance estructural parte de la idea que los ingresos fiscales se asocian muy cercanamente a la evolución del producto durante el ciclo económico mientras que los gastos, serían en el corto plazo exógenos con respecto al nivel de actividad. Por ello se puede definir el ingreso fiscal ajustado por el ciclo como:

$$t_t^{est} = \left(\frac{Y_t^{eq}}{Y_t} \right)^b t_t \qquad \textbf{...(11)}$$

Donde:

t_t *es el ingreso fiscal como ratio del producto potencial*

b es la elasticidad de los ingresos fiscales con respecto al PBI.

Y_t es el producto observado en el periodo t.

Y_t^{eq} es el producto potencial no inflacionario del periodo t.

El valor de t_t^{est} nos indica qué tanto una determinada cuantía de ingreso fiscal cíclico representa una posición fiscal determinada, por ejemplo, cuando el producto se ubica por encima de su "tendencia", entonces existiría un auge de ingresos fiscales (mayor t), pero ello no necesariamente se traduce a un auge en los ingresos fiscales estructurales que es la variable que se quiere capturar.

Dada la definición de ingreso fiscal estructural, se puede calcular el déficit fiscal estructural por medio de:

$$d_t^e = g_t - t_t^{est} \qquad \textbf{...(12)}$$

El impulso fiscal, entonces se calcula como:

$$fis_t = d_t^e - d_{t-12}^e \qquad \textbf{...(13)}$$

Un aumento en este indicador señala una política fiscal expansiva, ya que representa un aumento de gasto, una disminución de los ingresos fiscales estructurales o una combinación apropiada[15].

2.1.5 La demanda externa (y_t^*)

La métrica para medir la demanda externa es la brecha de producto de los EUA respecto a su nivel tendencial. Este indicador mediría directamente el efecto de cantidad sobre las exportaciones netas.

2.1.6 La brecha de términos de intercambio ($tot_{gap,t}$)

Los términos de intercambio se definen de acuerdo a:

[15] Se asume que la autoridad fiscal toma decisiones sobre variables reales y por tanto la media de impulso fiscal es débilmente exógena ya que los ingresos estructurales aún estarían dependiendo del nivel de actividad económica. En el documento se trabajará el impulso fiscal como si fuera una variable exógena. En la práctica ocurren dos cosas: primero, las decisiones en verdad son sobre gasto e ingreso nominales lo que harían que el impulso fiscal sea por definición endógeno puesto que dependería de la evolución de precios modelada. Segundo, la autoridad fiscal tiene como objetivo alcanzar un determinado déficit fiscal y usa como instrumentos sus decisiones de gasto e ingresos para alcanzar dicho objetivo, por lo tanto se podría modelar la autoridad fiscal de una forma más precisa si se incluyera una regla de comportamiento para sus instrumentos.

$$tot_t = 100\left(p_{x,t} - p_{m,t}\right) \quad \text{...(14)}$$

Donde $p_{x,t}$ y $p_{m,t}$ son los logaritmos de los precios de nuestras exportaciones e importaciones respectivamente. Los precios de las exportaciones están dados básicamente por *commodities*, mientras que los precios de las importaciones están dados por los precios que rigen en nuestros principales socios comerciales más los precios de alimentos y combustibles importados.

Esta medida de términos de intercambio complementa al tipo de cambio real en la explicación de factores de demanda externa para explicar la brecha de producto. Por ejemplo, si se produce un incremento en el precio de los minerales se produce un efecto positivo sobre $p_{x,t}$ y por tanto un efecto también positivo sobre los términos de intercambio. Al ser la demanda de *commodities* inelástica, el aumento de los precios de los minerales representa un aumento de la riqueza en nuestra relación de intercambio con el mundo y por tanto la brecha producto aumenta[16].

Nuevamente, la variable que afecta a la brecha de producto es la brecha de términos de intercambio respecto a su tendencia:

$$tot_{gap,t} = tot_t - tot_t^{eq} \quad \text{...(15)}$$

2.2 La Curva de Phillips

El origen de la curva de Phillips que se define en el modelo es la llamada "nueva síntesis neoclásica", la misma que deposita énfasis en la existencia de rigideces en la formación de precios de la economía por parte de empresas que operan en competencia monopolística - Yun Tack (1996), Calvo (1983), Woodford (2003). Según esta teoría, las empresas que fijan precios[17], no lo pueden hacer de manera flexible, porque ello requiere de un proceso de optimización intertemporal de los beneficios esperados en el presente así como en el futuro, por lo que las decisiones sobre fijación de precios se toman en intervalos discretos de tiempo, más que de manera continua.

Por ello, en cada instante de tiempo, los precios promedios de la economía reflejan el hecho de que una proporción de empresas ha fijado sus precios de manera óptima, otra proporción lo ha hecho sobre la base de reglas no completamente óptimas establecidas por la gerencia[18] y que pueden depender de los precios actuales o pasados. En un trabajo original - Calvo (1983) – se demostró que la modelación de esta idea de formación de precios puede llevarse fácilmente a cabo asumiendo que existe una probabilidad constante de que en cada instante de tiempo, a una empresa le toque fijar su precio de manera óptima. Mientras más alta sea esta probabilidad, mayor será el parecido del modelo en cuestión a un modelo con precios flexibles.
Cuando una empresa tiene que decidir sobre el precio óptimo a fijar, ésta considerará las probabilidades de que el precio que fije ahora estará vigente en cada periodo futuro, y tratará de igualar (en valor esperado) el precio a un *mark-up* sobre el costo marginal. Esto último, unido al hecho de que el precio promedio es una combinación de precios óptimos fijados en el periodo corriente y de precios pasados, sirve para derivar una curva de Phillips que en general tiene la siguiente forma:

$$p_t = \mathrm{B}_a p_{t-1} + \mathrm{B}_b E_t\left[p_{t+1}\right] + k.mc_t \quad \text{...(16)}$$

[16] Entonces, los términos de intercambio, al depender de los precios de nuestros commodities con demanda inelástica pareciera que capturaran un efecto ingreso del cambio de dicho precio relativo.
[17] Debido a que cuentan con cierto poder monopólico.
[18] Por ejemplo, el gerente de un determinado terminal de venta mantendrá el precio vigente hasta que reciba la orden de la gerencia de ventas de la fábrica.

donde la inflación depende de la inflación del periodo siguiente, esperada en el periodo corriente, de la inflación pasada y los costos marginales reales mc_t.

Para una economía cerrada, se ha demostrado que los costos marginales se pueden expresar en términos de la brecha de producto respecto al producto que se obtendría si los precios fueran flexibles.

Se puede aproximar el término de costos marginales reales a la brecha de producto respecto al producto no inflacionario[19] y a los costos de los insumos importados. Por lo que la curva de Phillips se convierte en:

$$p_t = b_a p_{t-1} + b_b E_t[p_{t+1}] + b_3 g_t + b_4 p_{m,t} \qquad \textbf{...(17)}$$

La curva de Phillips con la que se decide trabajar en el presente documento es una transformación de la ecuación (17). Esta transformación se hace de la siguiente manera:

- Se considera las expectativas duales de inflación discutidas previamente p^{e}_{t+1}.
- Además dado que el uso principal del modelo es la proyección, se aclara que la inflación modelada en la curva de Phillips no es la inflación total sino la subyacente[20].
- Los choques transitorios de inflación podrían afectar a la inflación subyacente en la medida en que éstas afecten las expectativas totales de inflación.
- Se asume que el efecto de la brecha actúa con un rezago de un periodo sobre la inflación subyacente.
- Se incorpora un término de choque autónomo para capturar todo aquello que afecta a la inflación subyacente y que no haya sido incluido previamente[21].

De esta manera, la curva de Phillips resultar ser:

$$p_{core,t} = b_1 p_{core,t-1} + b_2 p^{e}_{t+1} + b_3 g_{t-1} + (1 - b_1 - b_2) p_{m,t} + e^{p}_{t} \qquad \textbf{...(18)}$$

Donde:

$p_{core,t}$ es la inflación (subyacente) mensual publicada por el BCR

$p_{m,t}$ es una medida de inflación doméstica de los productos importados

e^{p}_{t} representa los choques a la inflación subyacente mencionados líneas arriba.

El componente de empuje de costos importados viene dada por:

$$p_{m,t} = q p_{m,t-1} + (1-q)(12[e_t - e_{t-1}] + p^{*}_{t}) \qquad \textbf{...(19)}$$

[19] Existe una sutil diferencia cuando se habla de "brecha de producto respecto al producto que se obtendría si los precios fueran flexibles" y la "brecha de producto respecto al producto que no produce inflación". El primer término es un concepto más general, puesto se refiere a una brecha que implica filtrar choques de oferta de diversa naturaleza y factibles de aparecer a cualquier frecuencia y por tanto está más ligado al concepto neoclásico de actividad. El segundo término implica una extracción imprecisa del primer término que atribuye los choques de demanda a frecuencias altas y los choques de oferta (no inflacionarios) a frecuencias bajas o que usa información sobre los determinantes de la inflación para descubrir que parte de los movimientos del producto respecto a una tendencia es o no es inflacionaria, etc.

[20] La inflación subyacente representa la inflación de aquellos bienes en la canasta de consumo que no están menos sujetas a factores estacionales de oferta (alimentos y combustibles por ejemplo) o que no están sujetos a cambios programados por factores tecnológicos (tarifas públicas). Sin embargo, no existe una serie oficial de esta definición precisa de inflación subyacente. El BCR publica una serie de inflación subyacente que toma en cuenta una canasta de precios sujetos a menor volatilidad dentro de una muestra específica. Al no existir una serie alternativa mejor, se decide trabajar con esta serie.

[21] Según la definición de inflación no-subyacente usada por el BCR, el pan resulta ser una bien cuya inflación es subyacente, debido a que su precio ha tendido a ser bastante suave, sin embargo, no se pueden descartar periodos en los que por factores de oferta, el precio del pan tenga que subir o bajar fuertemente. Al ser el pan un bien con fuerte ponderación en la canasta del IPC subyacente, la inflación subyacente resultante podría ser variable y efectivamente no está explicada por otra cosa que no sean choques de oferta.

Donde p^*_t es la inflación externa.

Finalmente, la inflación de todo el IPC *(headline*) se relaciona con la inflación subyacente por medio de la siguiente ecuación:

$$p_{It} = wp_{core,t} + (1-w)p_{nocore,t} \qquad \textbf{...(20)}$$

Donde la variable $p_{nocore,t}$ representa a la inflación no-subyacente. Es decir, se cuenta con dos filtros para limpiar los elementos ruidosos del proceso inflacionario. El primero de ellos es la inflación no subyacente denotada por $p_{nocore,t}$. El segundo filtro es e_t^p que capturaría aquellos rubros que aún no siendo volátiles, representan todo aquello que afecta la inflación subyacente y que no haya sido considerado en la ecuación (18).

Un elemento importante es que el cálculo de tasas de interés real y la determinación de la política monetaria se realiza sobre la base de la inflación subyacente y no de la inflación total. Para hacer proyecciones esto no representa problema alguno puesto que la inflación no subyacente solo representaría ruido adicional que el proceso de toma de decisiones de los agentes no toma en cuenta.

2.3 La ecuación de paridad no cubierta

La paridad no cubierta de tasas de interés está representada por:

$$E_t[e_{t+1}] - e_t = \frac{1}{12}\left(i_{CP,t} - \left[i^*_{CP,t} + s_t + e_t^e\right]\right) \qquad \textbf{...(21)}$$

Esta ecuación explica cómo puede variar la depreciación esperada en el siguiente periodo respecto al tipo de cambio resultante en el periodo corriente. Se considera un premio por riesgo s_t debido a que si bien los activos denominados en soles y dólares tienen igual maduración, los inversionistas (adversos al riesgo) castigan a los activos denominados en soles por tener un riesgo implícito. Si todos los inversionistas fueran neutrales al riesgo, este premio no existiría.

Se puede resolver (21) de tal forma que se explique la determinación del tipo de cambio spot en vez de explicar la depreciación esperada. Si resolvemos hacia delante se obtiene:

$$e_t = \lim_{j\to\infty} e_{t+j} - \frac{1}{12}\sum_{j=0}^{\infty} E_t\left(i_{CP,t+j} - \left[i^*_{CP,t+j} + s_{t+j} + e^e_{t+j}\right]\right) \qquad \textbf{...(22)}$$

Y observemos el caso en el que la depreciación de muy largo plazo es cero, lo que equivale a afirmar que el tipo de cambio límite del lado derecho de (22) existe y que la sumatoria infinita de diferenciales de tasas de interés es convergente[22].

Dada la definición del tipo de cambio spot en (22), existe una depreciación spot si es que: la secuencia de tasas interbancarias baja, las tasas externas suben o las medidas de premio por riesgo cambiario sube. De lo contrario, cuando se produce una caída de las tasas de interés externas o una bajada en las medidas de premio por riesgo, entonces el tipo de cambio spot tiende a apreciarse.

Se debe notar que para saber el efecto de las tasas de interés y el premio por riesgo sobre el tipo de cambio spot, es menester determinar la secuencia entera de tasas de interés futuras y premios por riesgo Es en este sentido que una determinada postura de política monetaria en relación con a) tasas de interés internacionales y b) el premio

[22] Cuando la depreciación de estado estacionario no es cero, entonces ni el límite existe ni la suma de diferenciales de tasas de interés converge, pero la diferencia entre el límite infinito y la suma infinita si existe.

por riesgo esperado, la que determina el tipo de cambio spot y por tanto las secuelas derivadas de ella en el resto de variables[23].

2.4 La regla de política usada por la autoridad monetaria.

Se asume que la autoridad monetaria, por medio de sus operaciones de mercado abierto induce valores determinados de la tasa de interés interbancaria. La tasa que la autoridad quiere inducir está determinada por la regla de política monetaria, la cual refleja en parte la inercia que tiene dicha tasa, un componente sistemático que depende de la evaluación de las presiones inflacionarias o deflacionarias y de un término de ajuste de política:

$$i_t = r i_{t-1} + (1-r)\left[i_{equi} + a_p\left(E_t(p_{t+k}) - p_{obj}\right) + a_g G_t\right] + e_t^{\,m} \qquad \textbf{...(23)}$$

Donde G_t es la brecha de producto del trimestre pasado. Para tener una representación útil de esta variable, asumimos que el producto potencial mensual crece a una tasa constante (a_m - 1), por lo tanto la brecha de producto del trimestre pasado puede ser expresada en términos de una combinación lineal de las tres últimas brechas de producto mensuales observadas.

La regla de política es una regla ad-hoc que trata de reflejar el comportamiento de la política monetaria en un contexto de régimen de Metas Explícitas de Inflación.

Al igual que las demás ecuaciones de comportamiento discutidas en el documento, la regla a usar siempre es simplista y no captura la riqueza de información que se maneja al momento de determinar los valores para las variables que la autoridad monetaria controla.

3. Análisis básico en una proyección de inflación

Definiciones previas

Para emprender el análisis, necesitamos especificar los siguientes conceptos:

Horizonte de proyección: Es el horizonte sobre el cual se hacen supuestos explícitos sobre la evolución de las variables exógenas y para el cual se harán las proyecciones macroeconómicas. Para este horizonte, se incorpora la información sobre las variables exógenas dentro del conjunto de información que tienen los agentes para determinar sus expectativas.

La determinación de los supuestos sobre las variables exógenas es una etapa crucial dentro del proceso de proyección. En un banco central, esta tarea la llevan a cabo los especialistas sectoriales que utilizan información precisa, más allá de lo que un modelo abstracto puede brindar por medio de la trayectoria específica planeada para dicha variable, la información pueda ser insumida por el modelo.

Generalmente, el horizonte de proyección de los bancos centrales es de 2 a 3 años hacia delante, periodo lo suficientemente amplio cómo para que la política monetaria se pueda transmitir.

Horizonte de convergencia: El horizonte de convergencia empieza cuando termina el horizonte de proyección y se extiende hacia el infinito. Este periodo ya no es relevante para la proyección por cuanto se fuerza a todas las variables exógenas a volver hacia sus niveles de equilibrio de muy largo plazo (posición neutral). Cuando las variables exógenas se mueven lenta y monótonamente hacia su posición neutral, las variables endógenas hacen lo mismo. En particular, la inflación se aproxima al valor consistente con el equilibrio nominal anclado por el banco central.

Es importante tener presente este horizonte de convergencia debido a que la metodología usada para resolver las expectativas racionales se basa sobre la información acerca de las variables exógenas en **todo** periodo futuro.

[23] A esto hay que incluir el tipo de cambio nominal terminal.

Otras formas de resolver este tipo de modelos asumen un periodo terminal en el futuro como periodo ancla para resolver las expectativas hacia atrás a partir de dicho periodo.

Horizonte de política: Es el horizonte en el cual el banco se compromete a cumplir su meta explícita de inflación. Dentro del esquema de metas explícitas de inflación, es común observar que horizonte de política sea igual al horizonte de proyección, por lo que el esquema se ha dado llamar también "*inflation forecast targeting*" (Svensson 1997). En el Perú, el esquema se basa en Metas Explícitas de Inflación a cumplir cada fin de año calendario por lo que los horizontes de política son variables y dependen del periodo a partir del cual se realiza la proyección. Por ejemplo, a junio del 2003, los horizontes de política son 6 meses (para diciembre 2003) y 18 meses (para diciembre 2004). Obviamente, el horizonte de política relevante es el segundo ya que, desde el punto de vista de la autoridad monetaria, la inflación a diciembre del 2003 está marginalmente determinada por lo que pueda ésta hacer en lo que falta del año y más bien está fuertemente determinada por lo que ya hizo en el pasado.

Horizonte de control: Está ligado a los rezagos de la política monetaria. Para tener una definición precisa, es el horizonte dentro del cual, un cambio en la postura de política monetaria tiene su máximo efecto en la inflación. Si es que se busca que el esquema de objetivo inflación sea efectivo, el horizonte de política tendría que ser mayor o igual que el horizonte de control para que la autoridad monetaria pueda ejercer poder de control ante cualquier choque contemporáneo que presione a la inflación al alza o a la baja.

Simulación de una proyección

Se realiza el siguiente ejercicio simple de simulación de una proyección, se parte de una situación inicial en donde toda la economía se encuentra en una posición neutral es decir todas las brechas se encuentran cerradas y la inflación se encuentra en el punto medio del rango de objetivo inflación. Para que ocurra esto, los agentes esperan en el presente que las variables exógenas mantengan su posición neutral en el futuro.

A partir de esta situación inicial, se perturba la economía con una reducción de la tasa de interés externa en 50 puntos básicos desde su nivel inicial de 4,5 por ciento, además se asume que los agentes esperan que dicha reducción de la tasa de interés externa se mantenga por un año para luego volver lentamente hacia su nivel de equilibrio de largo plazo (Ver *Gráfico 1*).

Gráfico 1

Este nuevo patrón esperado de la tasa externa causa una perturbación del escenario neutral que genera una respuesta de la política monetaria a través de la fijación de la secuencia de tasas de interés interbancaria por medio de la regla de política planteada en el modelo[24]. Mientras existan perturbaciones al escenario neutral, la regla de política autónoma en el modelo actúa de tal manera que la inflación esté bajo control y debe guiar a las autoridades monetarias a definir la postura de la política monetaria a tomar durante el horizonte de proyección. Como se menciona en la introducción del presente documento, existen diversas razones prácticas para realizar la proyección con un perfil de tasas interbancaria constante para el periodo de proyección ¿Pero cómo se puede hacer esto dado que los agentes resuelven las expectativas asumiendo que existe una regla sistemática para la tasa interbancaria que reacciona cada vez que la inflación así como la brecha de producto se desvían de sus valores deseados? Una proyección con tasa constante resulta por tanto incompatible con la existencia de una regla sistemática de política, la misma que logra el equilibrio nominal deseado. De otro lado, una posible "regla" que fije la tasa de interés de manera constante o que no dependa de las variables endógenas del modelo (es decir una regla exógena para la tasa de interés interbancaria) hace que la economía tenga indeterminación real en el sentido que, ante diversos choques, la tasa de inflación converja a distintos niveles y no necesariamente hacia el objetivo inflación.

Por ello, para racionalizar alguna compatibilidad de las proyecciones con tasa de interés constante, se asume desviaciones no-sistemáticas de la regla pero totalmente conocidas por los agentes de manera tal que la tasa de interés se mantenga en un determinado valor, sólo durante el horizonte de proyección. Las desviaciones sistemáticas, se tienen que calcular de tal forma que, tomando en cuenta el efecto autónomo de dicha desviación sobre las demás variables y éstas sobre la parte sistemática de la regla, la tasa de interés resultante sea igual a la tasa constante asumida. El signo y cuantía de los ajustes no sistemáticos no tienen relación alguna con la secuencia que tengan las tasas en el escenario sin ajustes.

En el Panel 1 se muestra una comparación de los resultados de proyecciones simuladas en el escenario con regla y en el escenario con tasa constante (en su nivel inicial de 6.5). A partir de dicho gráfico se pueden sacar conclusiones interesantes para el análisis de cómo afinar la política monetaria:

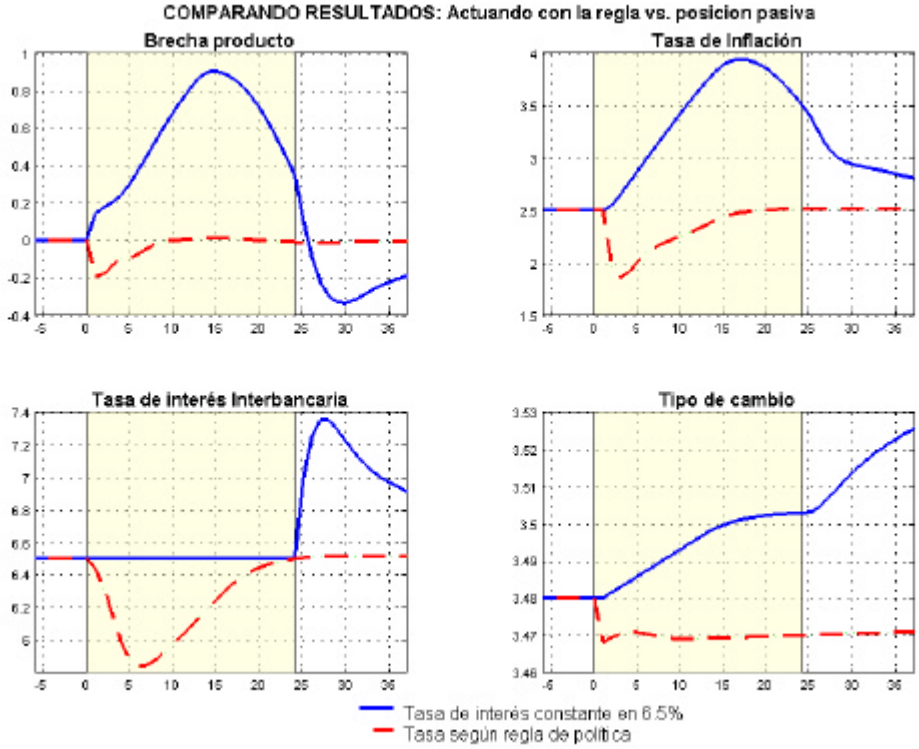
- Mantener una tasa constante durante el horizonte de proyección mayor que la tasa derivada de la regla no necesariamente implica que dicha tasa de interés constante sea más contractiva.

[24] La regla de política se asume totalmente conocida por los agentes.

Esto es así porque en el equilibrio particular que se obtiene, a pesar de que la tasa interbancaria se mantiene alta, la inflación elevada y la brecha-producto resultantes son consistentes con a) una tasa de interés real interbancaria que adquiere una postura expansiva, b) una depreciación nominal y c) una tasa real externa denominada en soles baja[25]. **Es decir, no es la tasa de interés nominal interbancaria la que define la postura de política monetaria sino la tasa de interés real interbancaria** que depende de las expectativas de inflación consistentes con la evolución de todas las variables del modelo. En el caso bajo análisis, los agentes simplemente ajustan sus expectativas de inflación fuertemente hacia arriba y hacen que el nivel de tasa de interés nominal, aunque parezca contractiva, resulte en verdad sumamente expansiva.

Por ello, la única forma de anclar las expectativas que empiezan a desbordar los límites de lo aceptable es generando un sobre-ajuste de tasa interbancaria a partir del **horizonte de convergencia** como se muestra en el gráfico inferior izquierdo del *Panel 1*. Este sobre-ajuste es la única manera de que el modelo cierre hacia el infinito cumpliendo el objetivo inflación de 2,5 por ciento.

Panel 1



- Sin embargo, este ajuste no es nada inocuo, puesto que al ser nuestro sistema uno plenamente racional, los agentes saben que este tipo de ajuste de política monetaria es inminente bajo el esquema objetivo inflación. Esta es la razón básica de por qué el tipo de cambio se deprecia de la manera mostrada.

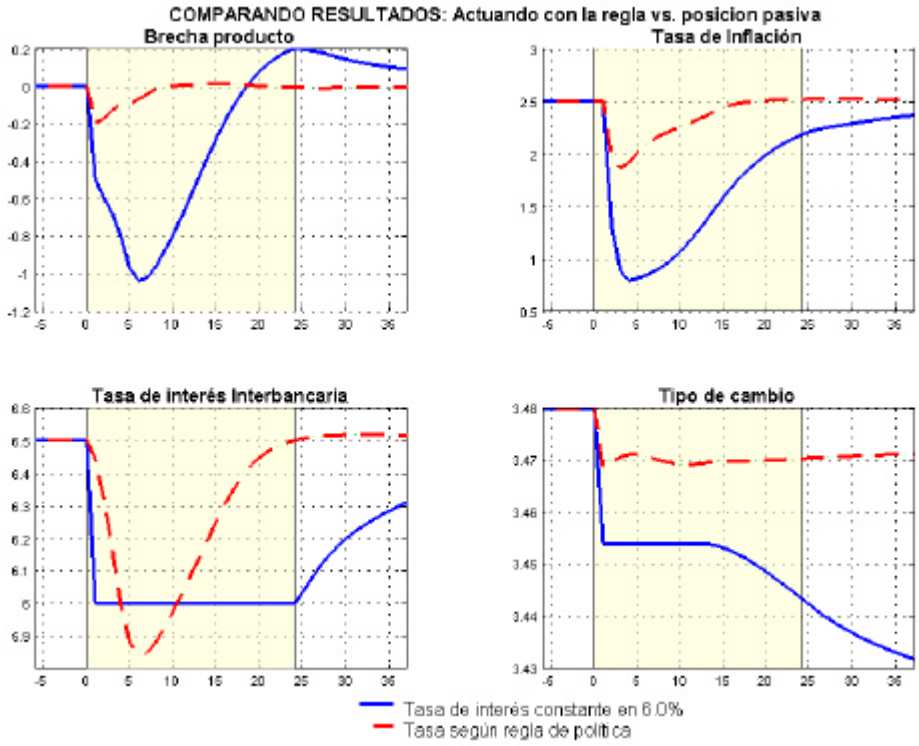
- El escenario con tasa constante resulta en una inflación que se ubica fuera del rango de objetivo inflación por varios meses (prácticamente todo el segundo año) mientras que el escenario con tasas sueltas muestra una inflación más suave y que se ubica dentro del rango de la meta.

A raíz de los resultados anteriores, resulta evidente que dentro del horizonte de proyección, una política monetaria de "no hacer nada" no resulta ser la mejor en el contexto del esquema de objetivo inflación. En este sentido, la trayectoria de tasas de interés derivadas de la regla de política monetaria resultan una guía para tomar la decisión de qué tasa fijar constante durante el horizonte de proyección. La regla de política sugiere bajar la tasa de interés paulatinamente hasta 5,84 por ciento en el quinto mes para luego llevarla de nuevo, lentamente

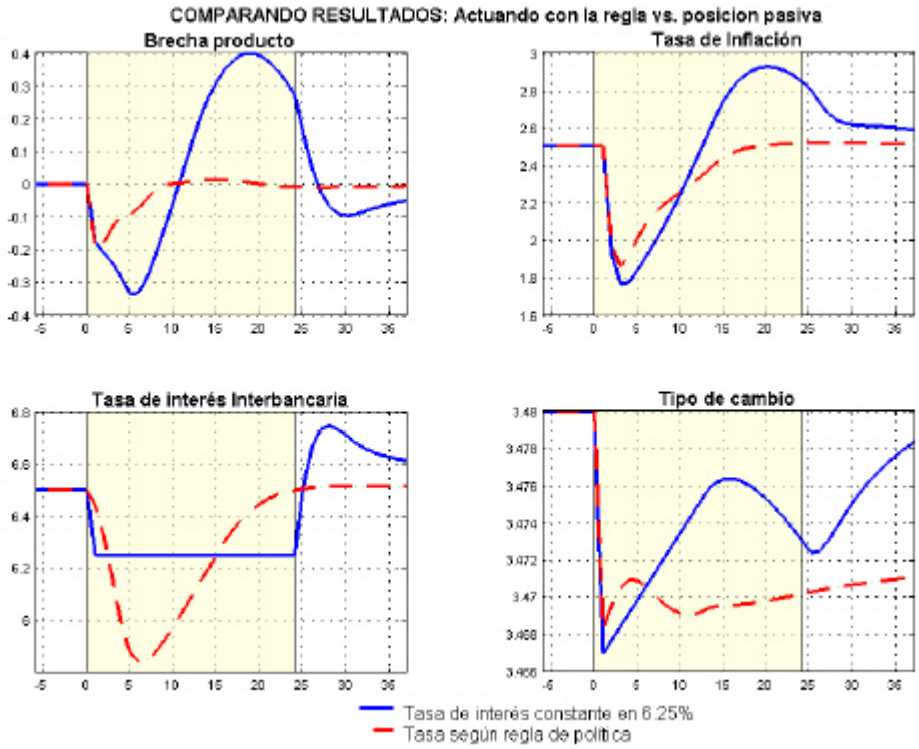
[25] Esto es así porque la disminución asumida para la tasa nominal externa es mayor que el incremento de la depreciación esperada.

hacia su valor de largo plazo. Digamos que los hacedores *discretizan* la "recomendación del modelo" y proponen reducir la tasa en algunos puntos básicos durante todo el horizonte de proyección (al hacer ello, reaccionan en línea con la caída de la tasa de interés externa). En los paneles 2 y 3 se grafican los resultados cuando la tasa interbancaria se reduce en 50 puntos básicos y en 25 puntos básicos:

Panel 2



Panel 3



Resulta que una bajada en 50 puntos básicos se muestra demasiado contractiva y genera inflación muy baja (fuera del rango de la meta). En cambio, una bajada en 25 puntos básicos resulta en una trayectoria de inflación que se asemeja a la trayectoria emanada del escenario con tasas sueltas (la proyección autónoma del modelo) en los primeros meses y que siempre se mantiene dentro del rango de objetivo inflación.

Sobre el comportamiento díscolo del tipo de cambio:

En este tipo de modelo, el tipo de cambio tiene a saltar y ajustarse de manera instantánea debido a que posee una raíz unitaria. En particular, al ser una variable cuya solución se determina enteramente por lo que sucede en el futuro esperado, ésta coge los sobre-ajustes que pueden ocurrir cuando se activa la regla de política (como por ejemplo, se ve en los paneles 1 y 3). Al respecto, cabe hacer las siguientes precisiones.

- Según la ecuación [22] el tipo de cambio spot se determina por dos grandes componentes; el tipo de cambio de equilibrio de largo plazo[26] y la suma infinita del diferencial de tasas de interés neto del premio financiero y neto de los términos de ajuste.

  Esto implica que el tipo de cambio presente es igual a la diferencia del tipo de cambio de equilibrio de largo plazo definido por la proyección menos la suma de los diferenciales netos mencionados. Pero por otro lado, generalmente el tipo de cambio presente es una variable que se conoce y tratada como pre-determinada (aunque en realidad no lo sea). Para que el nivel del tipo de cambio que resulta de la fórmula planteada sea igual al valor observado, el término de error contemporáneo en la ecuación [22] es la que se ajusta instantáneamente.

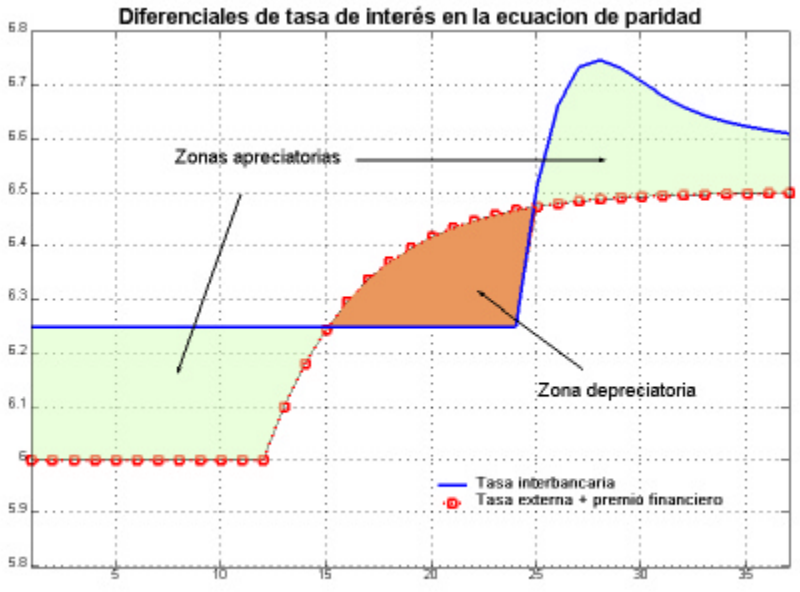
[26] En este caso, debido a que las inflaciones externas e internas son iguales en el largo plazo, existe un tipo de cambio nominal de largo plazo que no tiene un valor fijo sino que puede tomar cualquier valor que depende de la particular proyección que se haga y está determinado por la evolución de la inflación doméstica y externa de manera tal que el tipo de cambio real de largo plazo es igual a un valor de equilibrio determinado en el sector real.

- En cuanto al horizonte de proyección propiamente dicho, ¿qué fuerzas mueven al tipo de cambio nominal? Es evidente que el cálculo del tipo de cambio para cada periodo futuro, dentro y más allá del horizonte de proyección, se hace también con la ecuación [22] relevante para cada periodo. Los diversos componentes de la suma infinita pueden resumirse en el *Gráfico 2* donde tenemos que el área más clara representa diferenciales de tasa de interés positivas mientras el área más oscura representa diferenciales negativos. La apreciación inicial que se observa en el escenario de tasa de interés constante es algo mayor que la observada cuando la tasa de interés se deriva de la regla. Esto ocurre porque el área apreciatoria originada por el sobre ajuste de la tasa de interés cuando termina el horizonte de proyección es demasiado grande. La evolución relativa del tipo de cambio estará regida por la suma de estas áreas apreciatorias y depreciatorias; así se observa que el tipo de cambio más apreciado ocurre en el primer periodo ya que esta considera las dos áreas de apreciación menos el área de depreciación del medio. A medida que transcurre el tiempo, el área de apreciación inicial queda atrás y el tipo de cambio está menos apreciado, hasta llegar al periodo 15 en donde mirando hacia delante, el área de apreciación inicial ya no se incluye. Este es el punto de mayor depreciación del tipo de cambio. A partir de allí, el transcurrir del tiempo agota también esta área y el tipo de cambio empieza a apreciarse hasta llegar a un piso en el periodo 25

- En nuestro caso particular, el tamaño de la sobre apreciación no es mayor problema, pero eso no es necesariamente así en otros casos. La depreciación o apreciación nominal puede en verdad ser tan fuerte que deja de tener sentido como proyección práctica de tipo de cambio. Sin embargo, sabemos que la fuente de dicho comportamiento es el efecto inducido en la tasa de interés interbancaria para que se mantenga constante a lo largo del periodo de proyección. Por ello, puede ser conveniente realizar un ajuste para eliminar la anomalía que se crea al hacer este tipo de proyecciones.

  Una primera inspección sugiere que la sobre apreciación se debe a los diferenciales de tasas de interés que surgen más allá del horizonte de proyección. La idea es minimizar este diferencial con ajustes al término de error de manera que el diferencial que se obtenga sea igual al diferencial implícito en la proyección T para dicho periodo.

Gráfico 2



Realizando el ajuste en la ecuación de paridad no cubierta:

En el *Panel 4* se grafican, además de los escenarios con regla de política monetaria y la tasa de interés constante en 6,25 por ciento, las sendas derivadas del ajuste hecho al escenario con tasa de interés constante.

El ajuste se realiza en la ecuación de paridad no cubierta. Básicamente consiste en ajustar los términos de error en la ecuación de paridad de manera que se genera la misma depreciación spot observada en el escenario de regla de política. El ajuste se realiza en el horizonte de convergencia y no en el horizonte de proyección para dejar limpio de ruidos el análisis del horizonte de proyección.

Las líneas continuas oscuras representan las sendas correspondientes al escenario con el ajuste. En particular, se observa que el salto en el tipo de cambio coincide con el salto resultante del escenario con regla (líneas con puntos). El comportamiento también se traslada a la inflación de los primeros 3 periodos.

Para el cálculo del ajuste se considera lo siguiente:

El tipo de cambio spot en el escenario de regla, denotado por $e_t \mid R$, considerando que el tipo de cambio converge a $e_T \mid R$ luego de un número lo suficientemente grande de periodos T, está determinado por (observar que en esta proyección se han retirado los términos de error de la ecuación de paridad no cubierta):

$$e_t \mid R = e_T \mid R - \frac{1}{12}\sum_{j=0}^{T} E_t\left(i_{CP,t+j} \mid R - i^*_{CP,t+j} - s_{t+j}\right) \qquad \textbf{...(23)}$$

De otro lado, el tipo de cambio en el escenario "ajustado" con tasas de interés constante es:

$$e_t(e) \mid C = e_T(e) \mid C - \frac{1}{12}\sum_{j=0}^{T} E_t\left(i_{CP,t+j}(e) \mid C - i^*_{CP,t+j} - s_{t+j}\right) - \frac{(T-k)}{12}e \qquad \textbf{...(23)}$$

En esta ecuación se considera un ajuste constante en la ecuación de paridad no cubierta a partir del periodo *k+1* (inicio del horizonte de convergencia). Se toma en cuenta que un determinado monto del ajuste e afecta todas las variables endógenas, incluyendo el tipo de cambio spot así como el tipo de cambio terminal y las tasas de interés.

El objetivo del ajuste e es afectar el patrón de expectativas de largo plazo de modo que el salto en el tipo de cambio spot sea **"creíble"**. Para ello asumimos que la depreciación spot es exactamente igual al que se observa en el caso del escenario con regla:

$$e_t \mid R = e_t(e) \mid C \qquad \textbf{...(23)}$$

Lo que equivale a:

$$e_t \mid R = e_T(e) \mid C - \frac{1}{12}\sum_{j=0}^{T} E_t\left(i_{CP,t+j}(e) \mid C - i^*_{CP,t+j} - s_{t+j}\right) - \frac{(T-k)}{12}e \qquad \textbf{...(23)}$$

Esta ecuación se puede resolver para e dado que se sabe el valor de $e_t \mid R$ y la secuencia exógena de tasas $i^*_{CP,t+j}$ y s_{t+j}.

En el *Gráfico 3* se puede observar que a partir del horizonte de convergencia, la línea con puntos que representa a la suma de la tasa externa, el premio y el choque de tipo de cambio, presenta un quiebre originado precisamente por la cuantía del ajuste constante.

Panel 4

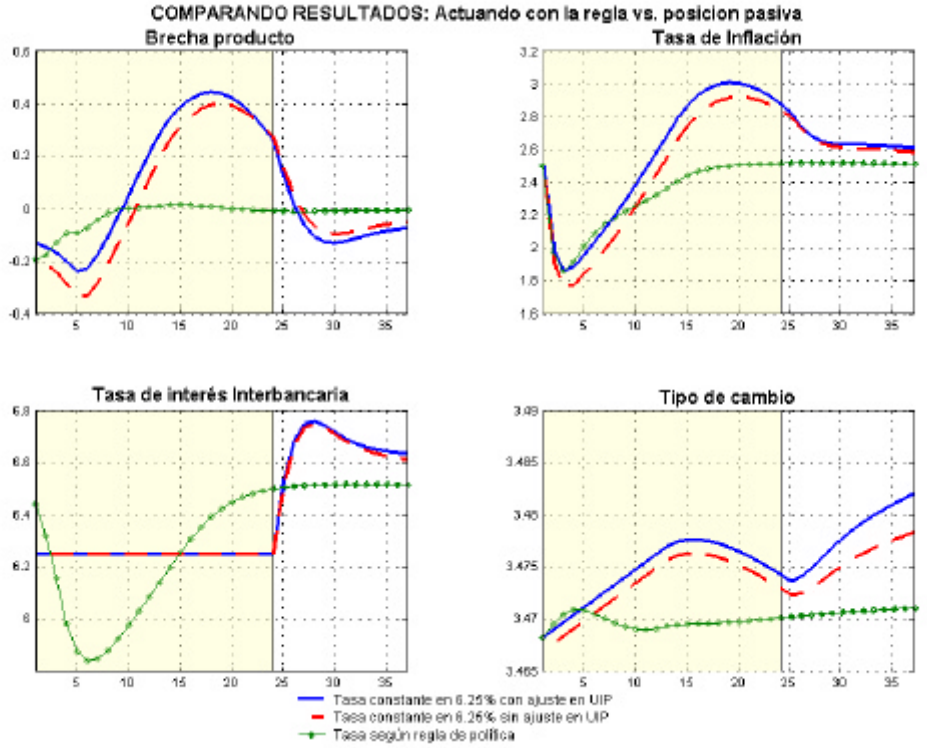
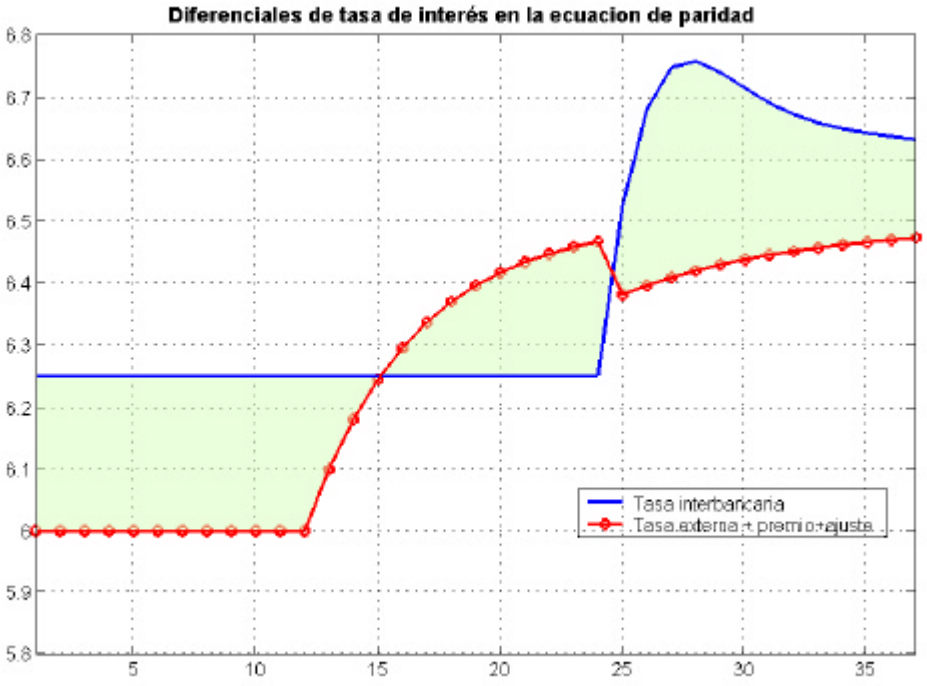


Gráfico 3



4. Comentarios finales

En el presente trabajo se documentó un modelo semi-estructural de pequeña escala similar al utilizado por el BCR para realizar sus proyecciones macroeconómicas ligadas al Esquema de Meta Explícita de Inflación. A partir de dicho modelo se realizó la simulación de una proyección en el que se mostró cómo una proyección bajo un marco en el que las tasas de interés de política son fijadas de acuerdo a una regla de política puede guiar las decisiones de la autoridad monetaria. En este sentido, aunque en la práctica resulta difícil que la autoridad monetaria se comprometa a una determinada senda de tasas de interés consistente con una regla, éstas sendas sirven de guía para la elección de la tasa que el banco "fija" durante su horizonte de proyección.

Por otro lado, cuando se proyecta con una tasa de interés constante, la postura real de política monetaria no depende directamente del nivel de dicha tasa sino del nivel de la tasa real asociada a ella. Las proyecciones con tasas de interés constante introducen anomalías que pueden manifestarse de diversas maneras; por ejemplo como un sobre-ajuste del tipo de cambio que modifica drásticamente el patrón de expectativas de inflación (modificando por tanto las tasas reales de interés en magnitudes no deseadas). Para tratar de evitar las posibles aberraciones derivadas de este tipo de proyecciones se esquematiza una solución que consiste en realizar ajustes a la curva de paridad no cubierta a partir del horizonte de convergencia del modelo.

5. Bibliografía

Blanchard, O., y Kahn, C. (1980): "The Solution of Linear Difference Models *Econometrica*, 48, 1305–1313.

Calvo, G. (1983); "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", Journal of Monetary Economics 12.

Duffie, Darrell & Singleton, Kenneth J, 1993. "Simulated Moments Estimation of Markov Models od Asset Prices," Econometrica, Vol. 61 (4) pp. 929-52.

Evans, G. y Honkapohjia (2001), "Adpative Learning and Macroeconomic Dynamics"; Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

Goodhart, C.A.E (2001), "The Inflation Forecast", National Institute Economic Review, No. 175, 2001.

Klein, P. (2000): "Using the Generalized Schur Form to Solve a System of Linear Expectational Difference Equations," discussion paper, IIES, Stockholm University

Laxton, D., Polak, S. y Rose, D. (Editores) (2003); "The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System"; CNB.

Leitemo, K. (2003), "Targeting Inflation by Constant-Interest-Rate Forecasts", A publicarse en *Journal of Money, Credit, and Banking (2003).*

Lucas, R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique", Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy, 1, 19-46.

Mankiw, G., Reis, R. y Wolfers, J. (2003), "Disagreement about Inflation Expectations", NBER Working Paper No. 9796, Junio 2003.

McCallum, B. (2001), "Software for RE Analysis", aparecidas en página: http://wpweb2k.gsia.cmu.edu/faculty/mccallum/research.html

Michaelides, A. y Ng S. "Estimating the Rational Expectations Model of Speculative Storage: A Monte Carlo Comparison of Three Simulation Estimators", Journal of Econometrics, June 2000, Volume 96, (2), pp. 231-266.

Sargent, T. (1981)."Interpreting Economic Time Series", Journal of Political Economy, 89, 213-248.

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality", Econometrica, 48(1), 1-48.

Svensson, L. (1997); "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets"; European Economic Review 87.

Woodford, M. (2003); "Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy"; Princeton University Press (A ser publicado en Octubre 2003).

Yun, T. (1996); "Nominal Price Rigitity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles", Journal of Monetary Economics 37.

Apéndice A: Aproximando el modelo a la realidad

Representación matricial

En el sistema de ecuaciones descrito intervienen N variables endógenas $\{p_t, y_t, q_t, e_t, i_t\}$, a partir de estas ecuaciones se tienen que redefinir las variables de manera que el sistema quede expresado en una forma canónica:

$$AE_t\begin{bmatrix}\mathrm{Y}_{t+1}\\ K_{t+1}\end{bmatrix} = B\begin{bmatrix}\mathrm{Y}_t\\ K_t\end{bmatrix} + CZ_t + D\Xi_t \qquad \textbf{...(A.1)}$$

En esta nueva representación, se separa las variables endógenas en dos grupos; el vector Y_t que contiene las variables endógenas de estado (no predeterminadas) y el vector K_t que agrupa a las variables endógenas pero predeterminadas[27] en el periodo *t*. Asimismo, se consideran dos tipos de variables exógenas; Z_t es el vector de variables totalmente exógenas al modelo y Ξ_t es el vector de choques autónomos[28]. Este tipo de sistema de ecuaciones lineales en expectativas racionales ha sido plenamente estudiado y varios métodos de solución han sido expuestos a partir de la contribución de Blanchard y Kahn (1980). La solución planteada aquí usa la descomposición de Schur expuesta en Klein (2000) y McCallum (2001). En su forma más simple, aquella en la que ambos, el vector exógeno Z_r y Ξ_t siguen procesos AR(1), la solución puede ser expresada en forma de espacio de estado, cuya recursividad puede ser explotada para hacer simulaciones:

La ecuación de observación que resuelve (24) es:

$$\begin{bmatrix}K_{t+1}\\ Z_{t+1}\\ \Xi_{t+1}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}P & Q_Z & Q_\Xi\\ 0 & \Phi_Z & 0\\ 0 & 0 & \Phi_\Xi\end{bmatrix}\begin{bmatrix}K_t\\ Z_t\\ \Xi_t\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}0\\ U_{Z,t+1}\\ U_{\Xi,t+1}\end{bmatrix} \qquad \textbf{...(A.2)}$$

Mientras que la ecuación de medición es:

$$\mathrm{Y}_t = \begin{bmatrix}M & N_Z & N_\Xi\end{bmatrix}\begin{bmatrix}K_t\\ Z_t\\ \Xi_t\end{bmatrix} \qquad \textbf{...(A.3)}$$

El objetivo general del proceso de estimación y calibración es conocer los valores de los parámetros contenidos en las matrices A, B, C y D que definen el modelo según la ecuación (A.1), sabiendo que una determinado valor de dichos parámetros genera una forma de espacio de estado lista para simular que tiene en general a la forma (A.3).

El vector de parámetros a estimar se denotará por: $W_t = \begin{bmatrix}A & B & C & D\end{bmatrix}$

[27] Por ejemplo, las variables predeterminadas contienen rezagos de todas las variables mientras que las variables no predeterminadas contienen términos de expectativas futuras.

[28] Las variables exógenas del modelo están definidas dentro de los vectores Y_t y K_t, su carácter de exógenas resalta en la solución del modelo al constituir un bloque plenamente exógeno.

Calibración de parámetros y estado estacionario

El estado estacionario del modelo comprende a promedios históricos de las variables en mención, tomando como referencia la disponibilidad de las series estadísticas.

Variables Reales		
r^{ss*}	Tasa libor real	2.0
Δtot^{ss}	Crecimiento de los términos de intercambio	0.0
Δq^{ss}	Crecimiento del tipo de cambio real de equilibrio	0.0
s^{ss}	Prima por riesgo cambiario	2.0
r^{ss}	Tasa interbancaria real	4.0
Variables nominales		
i^{ss*}	Tasa libor 1 mes	4.5
p^{ss*}	Tasa de inflación externa anualizada	2.5
i^{ss}	Tasa interbancaria neutral de equilibrio	6.5
p_{core}^{target}	Meta de inflación	2.5
$p_{noncore}^{target}$	Inflación no subyacente	2.5
Δe	Depreciación nominal	0.0

Los parámetros de la regla de política monetaria no son estimados y más bien corresponden a la familia de Regla de Taylor generalizada con un valor ρ =0.7 para el parámetro suavizador de la tasa de interés, un valor de a_p =1.5 para la respuesta sistemática de la tasa de interés a los desvíos de la inflación y un valor de a_y=0.5 para la respuesta de política respecto a los desvíos de la brecha de producto.

Finalmente, el parámetro de ponderación de la inflación subyacente en la inflación es determinado por los especialistas del sector de precios. El valor de dicho parámetro es ω =0.68.

Estimación de parámetros:

El resto de parámetros del modelo se estima usando el método de momentos simulados (MMS) introducido en Duffie y Singleton (1993). Esta estimación se basa en aproximar los momentos teóricos que genera el modelo con los momentos históricos de un vector de variables representativo. En nuestro caso, este vector de variables macroeconómicas representativas está dado por:

$$x_t = \begin{bmatrix} y_t & p_{core,t} & i_t & \Delta e_t \end{bmatrix}' \qquad \textbf{...(A.4)}$$

Al que se le define una función de momentos $m(x_t)$ que se quiere replicar, esta función puede estar formada por los valores contemporáneos de x_t (primer momento), la multiplicación cruzada respecto a distintos rezagos y adelantos (segundo momentos) y hasta los cubos de los elementos de x_t (tercer momento). Para la presente estimación, se toma:

$$m(x_t) = (\mathrm{x_t},\ \mathrm{x_t x_t'},\ \mathrm{x_t x_{t-1}'})$$

A partir de esta función se construyen los momentos empíricos de x_t tomando en cuenta el periodo que va de setiembre 2000 a abril 2003 (N=32 datos)

$$M(X) = \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N} m(x_j) \qquad \textbf{...(A.5)}$$

Donde X es una matriz 4xN y representa a los datos observados en la muestra.

Por otro lado, partiendo de un conjunto de parámetros a estimar cualquiera W, sabemos que la solución del sistema expectacional racional implica una forma reducida de la forma (A.3), que puede ser usado para generar datos simulados dentro de la muestra y más allá de la muestra (NS periodos). A partir de los datos simulados, se puede utilizar exactamente la misma métrica definida en (A.5):

$$M(X^{(W)}) = \frac{1}{NS}\sum_{j=1}^{NS} m(x_j^{(W)}) \qquad \textbf{...(A.6)}$$

La comparación de ambos momentos se hace utilizando una métrica de distancia que castiga a los momentos que tienen mayor varianza:

$$H(X^{(W)}) = \left[M(X) - M(X^{(W)})\right]' \Theta \left[M(X) - M(X^{(W)})\right] \qquad \textbf{...(A.7)}$$

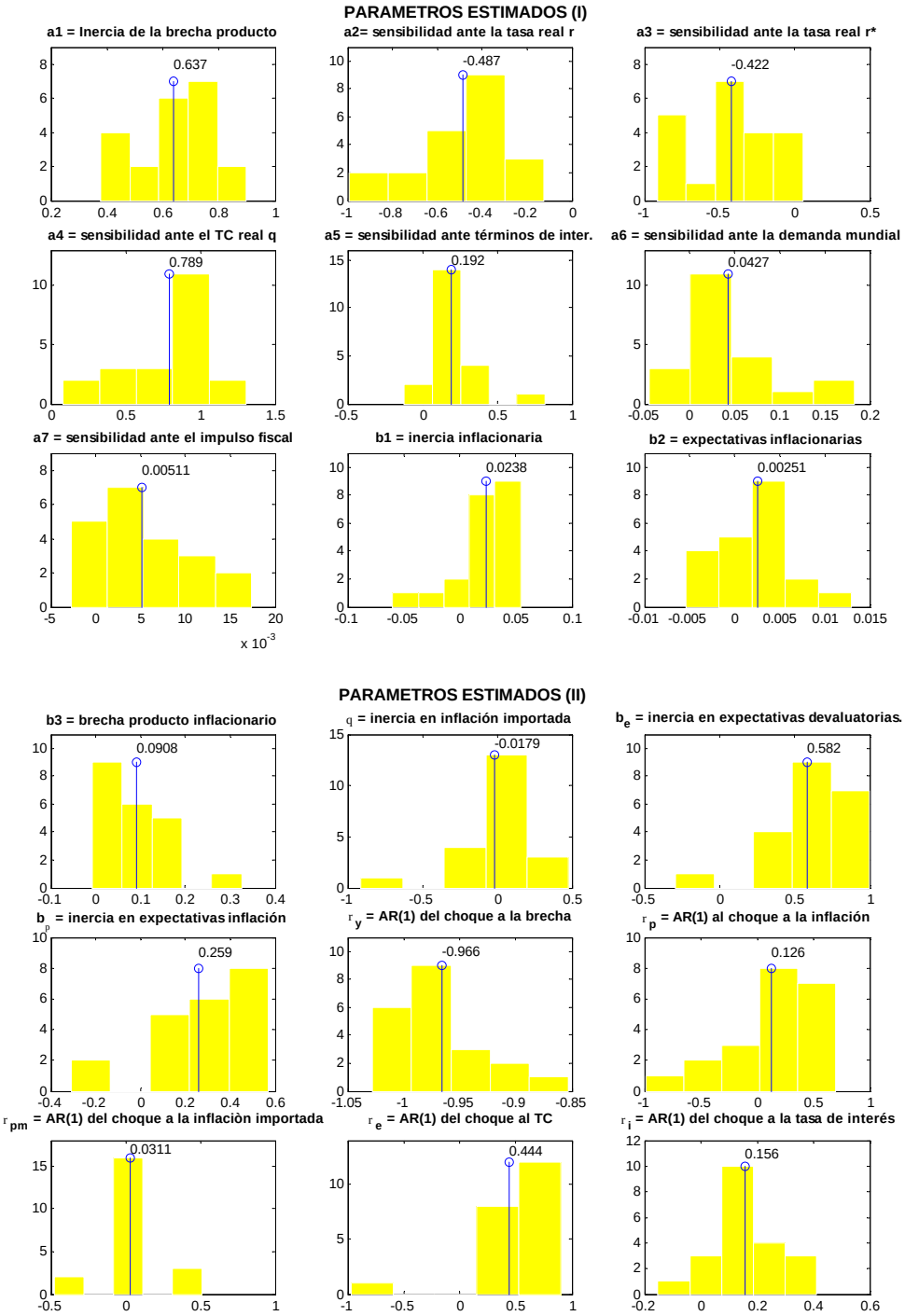
Donde Θ es la inversa de la matriz de varianzas y covarianzas teórica de los momentos[29].

Para un determinado estado de números aleatorios, se busca el conjunto de parámetros W que minimicen[30] $H(X^{(W)})$. Se tendrá tantas estimaciones puntuales de W como estados aleatorios se fijen, sin embargo, dado que el problema resulta computacionalmente pesado, sólo se determinaron unos 20 puntos por parámetro.

Los parámetros estimados se describen en el *Gráfico G1* junto con sus histogramas respectivos. Esta estimación debe servir como una referencia para fijas los parámetros definitivos al momento de usar el modelo para proyectar.

[29] Para la estimación de Θ se usó el kernel de Parzen con 4 rezagos.
[30] Se utilizó el método de minimización simplex.

Gráfico G1


PARAMETROS ESTIMADOS (I)
a1 = Inercia de la brecha producto
0.637
a2= sensibilidad ante la tasa real r
-0.487
a3 = sensibilidad ante la tasa real r*
-0.422
a4 = sensibilidad ante el TC real q
0.789
a5 = sensibilidad ante términos de inter.
0.192
a6 = sensibilidad ante la demanda mundial
0.0427
a7 = sensibilidad ante el impulso fiscal
0.00511
x 10^-3
b1 = inercia inflacionaria
0.0238
b2 = expectativas inflacionarias
0.00251
PARAMETROS ESTIMADOS (II)
b3 = brecha producto inflacionario
0.0908
q = inercia en inflación importada
-0.0179
b_e = inercia en expectativas devaluatorias.
0.582
b_p = inercia en expectativas inflación
0.259
r_y = AR(1) del choque a la brecha
-0.966
r_p = AR(1) al choque a la inflación
0.126
r_pm = AR(1) del choque a la inflaciòn importada
0.0311
r_e = AR(1) del choque al TC
0.444
r_i = AR(1) del choque a la tasa de interés
0.156

Reportando la Distribución de la Proyección de Inflación

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

1. Introducción

Las funciones de densidad de las proyecciones de inflación pueden reportarse mediante construcciones gráficas conocidas como *fan chart*s. Esta metodología se implementó por primera vez en el Banco de Inglaterra (1996) y el Banco Central de Suecia (1997) con el propósito de mostrar explícitamente que las proyecciones se enmarcan inevitablemente en una situación de incertidumbre y riesgos diversos, no necesariamente simétricos.

Existen diferencias sutiles y similitudes en la metodología usada por estos dos bancos centrales para construir sus *fan chart*s. Las diferencias son específicas al arreglo institucional de sus procesos de proyección, las similitudes radican en que ambas utilizan el mismo supuesto para la forma de sus distribuciones de probabilidad y ambas permiten mecanismos de ajuste sistemático de dichas distribuciones por medio de la intervención ya sea de los técnicos encargados de la proyección o de los hacedores de política monetaria.

En el caso del Perú, desde el Reporte de Inflación de mayo de 2002 hasta la hecha se han publicado cinco *fan chart*s de la proyección de inflación. La elaboración de estos gráficos ha tomado en cuenta las experiencias de Inglaterra y Suecia. Sin embargo, la experiencia del Banco Central de Reserva del Perú (BCR) dentro del esquema de Meta Explícita de Inflación (*Inflation Targeting*) es reciente, lo que conlleva la necesidad de trabajar con una metodología lo suficientemente inclusiva para poder abordar el problema de tener modelos de proyección en constante progreso.

El objetivo del presente documento es presentar, en forma esquemática, los elementos involucrados en la metodología de elaboración adoptada. Además, se precisan conceptos claves que, se espera, ayuden a un mejor entendimiento de la densidad de la proyección de inflación.

La exposición del trabajo se divide de la siguiente manera; en la sección dos se esgrime las razones de proyectar la densidad de inflación y no valores puntuales, en la sección tres se describen las formas en las que se puede extraer información relevante para la construcción de la densidad, en la sección cuatro se explica las dos formas alternativas de reportar un *fan chart*, en la sección cinco se desarrolla un ejemplo y en la sección seis se realizan algunos comentarios finales.

2. ¿Por qué proyectar una distribución y no un valor puntual?

Según la teoría estadística, la predicción puntual se justifica solamente en una situación de "equivalencia cierta"[1]. Este principio se basa en el hecho de que los agentes económicos sólo necesitan saber el valor esperado

[*] El autor labora en la Gerencia de Estudios Económicos del BCR. Deseo agradecer a Javier Luque, Carlos Montoro y Hugo Perea por las discusiones iniciales acerca de un borrador inicial circulado bajo el nombre "Incertidumbre y Riesgo en las Proyecciones Macroeconómicas". Asimismo, agradezco a Diego Winkelried y Gonzalo Llosa por los comentarios realizados a esta versión. Las opiniones vertidas en este documento son responsabilidad exclusiva del autor y no reflejan necesariamente la visión del BCR.

[1] Del término inglés "*Certainty Equivalence*". Ver Wallis (2003b) para una explicación un poco más detallada y ver Svensson (1997) y Svensson (1999) para una aplicación simple del principio de equivalencia cierta.

de las variables de estado a fin de optimizar funciones de pérdida cuadrática bajo restricciones lineales y choques aleatorios simétricos. Sin embargo, los agentes pueden poseer cualquier tipo de función de pérdida mientras que los choques y riesgos en un mundo de alta incertidumbre no son simétricos.

La existencia de choques asimétricos conlleva a que los bancos centrales que publican proyecciones de inflación[2] tengan la necesidad de hacer balances de riesgos y evaluar la incertidumbre asociada a dichas proyecciones. Este análisis de incertidumbre y riesgo puede y es formalizado matemáticamente a través de funciones de densidad de las proyecciones.

Una función de densidad de la proyección de inflación resulta importante desde dos puntos de vista: la implementación de la política monetaria y la comunicación de las proyecciones.

Desde la perspectiva de la implementación de la política monetaria, la distribución de las proyecciones de inflación permite a la autoridad monetaria tener una medida de la probabilidad de que la proyección de inflación estará en el rango[3] de tolerancia de inflación para una determinada posición de política monetaria. Bajo el esquema de Metas Explícitas de Inflación, este ejercicio resulta gravitante ya que sirve de patrón para que la autoridad monetaria tome decisiones correctas a fin de alcanzar su objetivo en un futuro determinado. El ejercicio en cuestión, toma en cuenta todos los ingredientes inherentes al quehacer de la política monetaria: los rezagos de la política monetaria, el espectro de riesgos y el grado de incertidumbre agregada[4]. Esta forma de proceder se racionaliza en el contexto del *Inflation Forecast Targeting* propuesto por Svensson (1999).

Por su parte, desde el punto de vista comunicacional, se quiere transmitir al público que el accionar de la autoridad monetaria se realiza en un mundo plagado de incertidumbre y dada la información existente al momento de realizar una proyección, la decisión de política de la autoridad monetaria, en un sentido probabilístico, es consistente con la meta inflacionaria en el horizonte de proyección relevante.

Las proyecciones de densidad tienen además la característica de poder ser sometidas a evaluaciones ex - post[5]. En este sentido, Diebold, Hahn y Tay (1998) y Wallis (2003a) muestran la posibilidad de evaluar proyecciones de densidad mediante pruebas estadísticas específicas. Por ejemplo, Wallis (2003a) muestra que las proyecciones del Banco de Inglaterra han sobre-estimado sistemáticamente el grado de incertidumbre asociada a dichas proyecciones. Cabe remarcar que la posibilidad de poder someterse a evaluación[6], ayuda en el esquema general de transparencia y rendición de cuentas del banco central.

Es conveniente precisar los dos conceptos claves que hay que adicionar a la proyección central de inflación: incertidumbre y riesgo.

Incertidumbre

Es la ausencia de certeza respecto a una proyección puntual. Generalmente, la incertidumbre sobre una variable aleatoria se aproxima por medio de la desviación estándar de dicha variable calculada sobre una muestra histórica. Sin embargo, **los bancos centrales hacen proyecciones de inflación condicionales** tanto a la evolución futura de los distintos factores exógenos como de su posición de política monetaria. Por ello, la desviación estándar histórica (incondicional) de la inflación sólo sirve como una referencia, ya que la evaluación

[2] Básicamente los Reportes de Inflación.
[3] En el Perú, este rango de tolerancia de inflación se ubica entre 1,5 y 3,5 por ciento.
[4] La incertidumbre agregada considera todas las posibles fuentes de incertidumbre: las derivadas del desconocimiento del modelo de la economía, los factores exógenos que afectarán la inflación, los errores de medición, etc.
[5] Esto se diferencia del enfoque que consiste en mostrar los riesgos e incertidumbres presentes en la proyección por medio de escenarios o variantes al escenario central. La característica cualitativa de este enfoque hace que las proyecciones no puedan ser sometidas a dicha evaluación. Ver Don (2000) para una defensa de este enfoque y Wallis (2003) para una crítica al mismo.
[6] Por definición una proyección central tiene cero probabilidad de ser igual a la realización. La diferencia entre la realización y la proyección central sirve de insumo en la evaluación pero considerando el grado de incertidumbre asociado al periodo de proyección. Resulta por tanto fútil medir la discrepancia sin referencia alguna a la incertidumbre proyectada en relación a alguna medida de incertidumbre verdadera inherente durante el periodo.

de la incertidumbre asociada a los factores exógenos dentro del horizonte de proyección tiene un papel fundamental, el mismo que es reconocido explícitamente en los reportes de inflación.

Riesgo

En el contexto del esquema de Meta Explícita de Inflación, el riesgo es la probabilidad de que la proyección de inflación se encuentre por arriba o por debajo de tres posibles valores referenciales; la proyección central de inflación, la meta de inflación o, en caso exista, del rango de inflación meta.

En el siguiente documento se considera el primer caso. Así, se definirá el riesgo al alza (*upside risk*) como la probabilidad de que la proyección de inflación se ubique por arriba de la proyección central, mientras que el riesgo a la baja (*downside risk*) se definirá como la probabilidad de que aquella se ubique por debajo. Cuando ambos riesgos son iguales se tiene el caso de una distribución simétrica de las proyecciones, de lo contrario, se tiene un balance de riesgos asimétrico (a la baja o al alza).

Cuando el balance de riesgo es asimétrico, las tres medidas de tendencia central conocidas dejan de ser iguales. Estas medidas son: la **moda** (punto alrededor del cual se concentran los eventos más probables); la **mediana** (medida de tendencia central que hace que los errores hacia abajo o hacia arriba tengan igual probabilidad) y la **media** (refleja el valor esperado de la inflación en el horizonte de proyección).

3. La proyección de la función de densidad de la inflación

La proyección de la función de densidad es un ejercicio primordialmente heurístico dado que la econometría tradicional es insuficiente para enfrentar el problema de proyecciones condicionales realizadas por la autoridad monetaria con incorporación de juicios subjetivos al momento de evaluar los riesgos e incertidumbre sobre el futuro[7].

En principio, la función de densidad de la inflación puede ser aproximada a través de un modelo central de proyección. De esta manera, se aborda el problema de cómo la incertidumbre tanto de las variables exógenas como de los parámetros del modelo se trasladan a la incertidumbre de la inflación. Sin embargo, existen fuentes de incertidumbre latentes que no pueden cuantificarse usando sólo una determinada clase de modelo[8].

Los hacedores de política en la práctica tienen en cuenta todas las posibles fuentes de incertidumbre; por su naturaleza, un modelo estilizado y compacto no puede incluir todo el espectro de riesgos e incertidumbres.

En el presente documento se considera tres pasos para determinar la proyección de la densidad de inflación, definida esta como la inflación observada en los últimos cuatro trimestres. Los pasos se describen en relación explícita al caso peruano:

Paso 1: Evaluación del error de predicción histórica del BCR y variabilidad de la inflación: Una medida imperfecta de predicciones del banco central hechas en la historia reciente la constituyen los anuncios[9] de metas de inflación hechas por el BCR desde 1994. En el Gráfico 1 se muestra la inflación del trimestre respecto al mismo trimestre del año anterior, junto con los anuncios hechos al inicio de cada año sobre la inflación del cuarto trimestre de cada año. La comparación relevante es en los últimos trimestres de cada año, donde se puede ver cuán lejos estaba el anuncio respecto a la inflación realizada. Se puede calcular que el valor absoluto del error medio de "predicción a un año" se ubica en alrededor de *0,9* puntos.

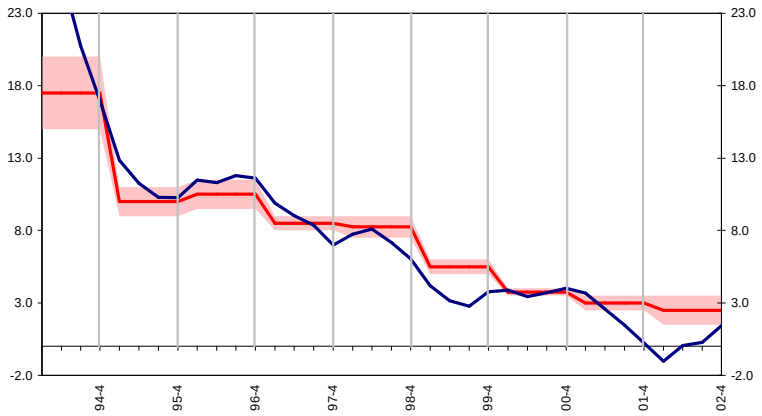
[7] Con la información disponible, un econometrista puede realizar una proyección incondicional de la inflación porque sabe que las acciones que tome éste no afectan la proyección que hace. La autoridad monetaria por el contrario tiene que tomar en cuenta, además de la información disponible, la acción que ésta tome para afectar aquello que quiere proyectar.

[8] Por ejemplo, los ciclos políticos traen como consecuencia un aumento de la incertidumbre, los mismos que deben ser considerados por la autoridad monetaria.

[9] Sin embargo, estos anuncios no son proyecciones propiamente dichas.

Gráfico 1

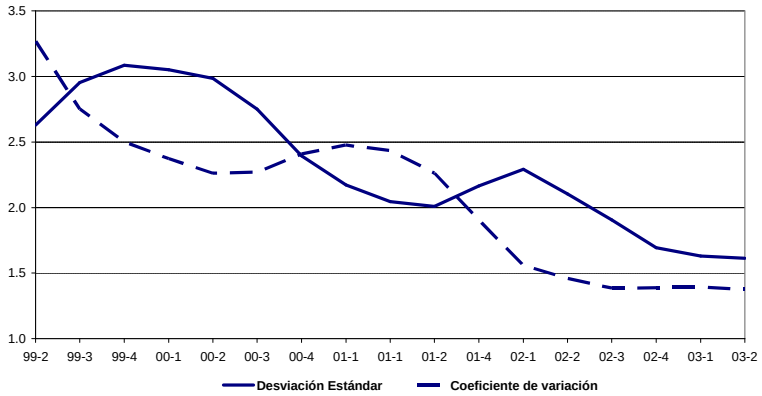
Anuncios de inflación y rangos de inflación versus inflación observada



De otro lado, el cómputo de la desviación estándar histórica de la inflación es un indicador incondicional del tamaño de incertidumbre ligada a esta variable. En el Gráfico 2 se dibuja la desviación estándar de la inflación junto con el coeficiente de variación de la inflación. Estas son calculadas sobre la base de muestras móviles que abarcan 16 trimestres hacia atrás. El hecho saltante es que tanto la desviación estándar como el coeficiente de variación han tenido una tendencia decreciente. Se puede notar que la desviación estándar calculada al final de la muestra histórica alcanza un valor cercano a *1,6*. Esta medida usualmente sirve de referencia para tener una idea aproximada del grado de incertidumbre incondicional de la inflación hacia el futuro.

Gráfico 2

Desviación estándar y coeficiente de variación de la inflación observada en los últimos 4 años (16 trimestres)



Paso 2: Realización de simulaciones Monte-Carlo usando un modelo central: Permiten vincular la incertidumbre en las variables exógenas durante el horizonte de proyección con posibles realizaciones de variables endógenas para dicho horizonte. En las proyecciones, las variables exógenas además de tener un escenario central, tienen una medida de incertidumbre asociada. El personal técnico del BCR elabora medidas de incertidumbre asociada al escenario central de las exógenas utilizando modelos estadísticos univariados, multivariados o información del mercado[10].

Dada la información sobre la incertidumbre y el valor central de las exógenas; se parametrizan las funciones de distribución a partir de las cuales se puedan generar datos aleatorios. Para situaciones de simetría, se usa la distribución Normal; para situaciones asimétricas se puede usar la distribución Beta,

[10] Por ejemplo, para la inflación externa se toma la dispersión del *Consensus Forecast* como una medida de incertidumbre.

o la Normal en Dos Partes[11]. Esta última es la que se ha utilizado desde su introducción a la proyección de densidad de inflación tanto en el Banco de Inglaterra – ver Britton, Fisher y Whitley (1998) - como en el Banco Central de Suecia – ver Blix y Sellin (1998).

Cabe notar que las proyecciones se realizan tomando en cuenta que el instrumento de política se mantiene inalterable durante el horizonte de proyección. Esto hace que la posibilidad de una desviación fuerte de alguna variable que afecte la proyección de inflación en el futuro no produzca una respuesta de la autoridad monetaria, haciendo que la proyección de inflación sea más susceptible a desvíos y por tanto aumente la incertidumbre asociada.

Paso 3: Inclusión del punto de vista de los decisores de política: Dado que el modelo que se utiliza en el paso 2 inevitablemente es parcial y agregado, la inclusión de factores de incertidumbre no directamente ligados al modelo es necesaria. Para ello, la visión de los decisores de política es insumo fundamental. Los factores que se pueden tomar en cuenta son por ejemplo; los cambios en la estructura económica, las variaciones de la instrumentación del esquema de Metas Explícitas de Inflación, la mejora en los procesos internos de proyección, etc[12]. Muchos de estos factores son subjetivos por naturaleza. Por ello, los bancos centrales en general combinan[13] juicios razonados (balances de riesgo) con elementos técnicos[14].

El método usual de proyección de densidad de inflación consiste en parametrizar una función explícita de densidad, utilizando como parámetros la proyección central (la moda), una medida del grado de incertidumbre y una medida de asimetría. Estos parámetros pueden ser calculados a través de los tres pasos descritos.

La función de distribución que tiene las características más apropiadas para la parametrización es la Normal en Dos Partes[15] $NS(m, s_i^2, s_d^2)$. La misma que es construida combinando la mitad de la izquierda de una función de distribución Normal $N(m, s_i^2)$ con la mitad de la derecha de otra función de distribución Normal $N(m, s_d^2)$.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{A}{s_d} j\left(\frac{x-m}{s_d}\right) & \text{Para } x > m \\ \frac{B}{s_i} j\left(\frac{x-m}{s_i}\right) & \text{Para } x = m \end{cases} \qquad \text{...(1)}$$

Donde: $j(z) = \frac{1}{\sqrt{2p}} \exp\left(-z^2\right)$

En el anexo 1 se muestra cómo deben ser los parámetros A, B, s_d y s_i para que la función de distribución $f(x)$ pueda ser utilizada en el análisis que sigue. Se muestra asimismo que la función de distribución *NS* puede ser

[11] La función de distribución Normal en Dos Partes, es conocida en inglés como *"Two-piece Normal", "Piecewise Normal"* o *"Split Normal"* y es conveniente porque permite parametrizar la asimetría de manera flexible. La distribución Beta resulta útil para generar variables aleatorias restringidas en un rango.

[12] Al respecto, Svensson (1997) muestra que si en la función de pérdida del banco central la ponderación de los desvíos cuadráticos del producto respecto al producto potencial tiende a ser mayor, entonces el banco central puede tolerar una banda de incertidumbre mayor para la proyección de inflación.

[13] En Vega (2003), se desarrolla un modelo de proceso de proyección de un banco central donde la combinación de la proyección estadística de un modelo se combina óptimamente con la visión a priori de la autoridad monetaria utilizando explícitamente un enfoque bayesiano.

[14] En un reciente estudio, Schmidt-Hebbel y Tapia (2002), se muestra respuestas a cuestionarios realizados a veinte bancos centrales que tienen Metas Explícitas de Inflación. De ellas se colige que en la mayoría de bancos centrales, las proyecciones publicadas son una muestra combinada de proyecciones técnicas y juicios de las autoridades de política.

[15] Según Larsson y Villani (2003), esta distribución fue introducida por primera vez para hacer inferencia estadística en un trabajo de física aplicada en 1973 y se introdujo a la comunidad académica estadística por John (1982). Se usó por primera vez para hacer proyecciones de densidad de inflación por el Banco de Inglaterra en 1998 – ver Britton, Fisher y Whitley (1998).

reparametrizada de una manera más conveniente por tres parámetros (*m*, s^2, *?*) que describen la moda de la inflación, la incertidumbre y el grado de asimetría de la distribución respectivamente.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{2}{s\sqrt{2p}\left(\sqrt{1-g}+\sqrt{1+g}\right)} \exp\left(\frac{-(x-m)^2}{2s^2(1+g)}\right) & \text{Para x } > \text{m} \\ \\ \frac{2}{s\sqrt{2p}\left(\sqrt{1-g}+\sqrt{1+g}\right)} \exp\left(\frac{-(x-m)^2}{2s^2(1-g)}\right) & \text{Para x = m} \end{cases} \quad \text{...(2)}$$

En (2), el parámetro *?* puede tener valores en el rango [-1,1]. En particular, si el valor de este parámetro es cero, entonces la función de distribución *f(x)* se convierte en una normal $N(m, s^2)$.
Dada esta forma de la distribución y con ayuda del Anexo 1, se muestra que la probabilidad de que la proyección de inflación sea menor a su valor central *m* es:

$$PD = \frac{\sqrt{1-g}}{\sqrt{1-g}+\sqrt{1+g}} \quad \text{...(3)}$$

Mientas que la diferencia entre la media (μ) y la moda (*m*) de la proyección está dada por[16]:

$$Asimet = \frac{2s\left[\sqrt{1+g}-\sqrt{1-g}\right]}{\sqrt{2p}} \quad \text{...(4)}$$

En la práctica, un primer factor que determina ? es el ajuste obtenido en la simulación de Monte-Carlo descrito en el Paso 2. Asimismo, el balance de riesgos de la autoridad monetaria muchas veces es preponderante en la determinación de la cuantía de ? debido a que puede ser resumida mediante la probabilidad de que la proyección de inflación este por debajo del escenario central (*PD*). Por ejemplo, en el Reporte de Inflación publicado por el BCR en enero de 2003 se tuvo un balance de riesgos hacia arriba derivado del riesgo percibido de que los precios de los combustibles podrían subir más de lo previsto en el contexto del escenario geopolítico preponderante en ese entonces (Ver el gráfico 8 del Anexo 3).

Una vez determinada la probabilidad *PD*, el parámetro ? queda definido en la ecuación (3). Con los parámetros ? y s calculados, la asimetría, definida como la distancia entre la media y la moda puede ser calculada mediante la ecuación (4).

Hasta ahora, se ha establecido la distribución de probabilidad de la proyección de inflación para un periodo cualquiera. Generalmente, el cálculo de los parámetros relevantes y el balance de riesgos se hace para el horizonte de proyección relevante (dos años o fin de año calendario). Se puede completar este cálculo de parámetros para todos los periodos dentro del horizonte de proyección mediante una interpolación lineal como sugieren Britton, Fisher y Whitley (1998) y Blix y Sellin (1998). El resultado final de la estimación es una serie de funciones de distribución *NS* para cada periodo dentro del horizonte de proyección.

4. Formas de comunicar la proyección de densidad

Como se puede apreciar, podría resultar complicado comunicar "la proyección de una función de densidad" al público en general puesto que es un objeto tridimensional (tiempo, proyección de inflación, probabilidad). Una manera más simple de comunicar la función de densidad referida es mediante *fan charts* en dos dimensiones (tiempo y rangos de proyección de inflación).

La idea de presentar los riesgos usando *fan charts* fue introducida por primera vez por el Banco de Inglaterra, idea que fue impulsada por Mervin King. Al respecto, Goodhart (1999) dice[17]:

[16] La asimetría descrita en la ecuación (4) mide cuán desiguales son ambas tendencias centrales. La asimetría medida por ? ilustra cuan diferente es la forma de la función de distribución de probabilidad NS respecto a la Normal N.
[17] Traducción del autor del texto en Goodhart (1999), páginas 60-61 :

> *"King tuvo la oportunidad de introducir algunas mejoras al proceso de proyección, principalmente puso énfasis en el rango de incertidumbre y riesgos potenciales de la proyección (en vez del énfasis previo pero exagerado en la proyección puntual). Esto se logró al publicar el fan chart de la potencial inflación futura, en escalas relativas a su probabilidad esperada.*
> *Dado que el espectro de escalas es hecho en tonos de rojo, las escalas empezaron a apodarse como 'ríos de sangre', quizás porque se parecían al delta de un río. Es más, cual un delta, los posibles resultados no tenían que ser simétricos. Los riesgos podían estar más en un lado que en el otro."*

Desde entonces, el *fan chart* representa la forma estándar de cómo la evaluación subjetiva de los riesgos hecha por las autoridades monetarias se comunica al público. Un número importante de bancos centrales que han adoptado el esquema de Metas Explícitas de Inflación publica regularmente este tipo de gráfico[18].

Sin embargo, esta práctica presenta un problema al momento de construir las "escalas" a las que se refiere Goodhart (1999). Las bandas que se muestran en un *fan chart* típico, pueden ser confundidas por los lectores con intervalos de predicción central cuando no lo son necesariamente. Esto ocurre porque existen dos formas de construir las bandas de predicción y que resultan en *fan chart*s diferentes si es que la distribución en cuestión es asimétrica. Para el caso simétrico, las dos metodologías son equivalentes.

4.1. **Metodología del Banco de Inglaterra (BoE):** Las bandas de predicción asociadas a cada probabilidad son las de menor tamaño posible (Ver panel A del Gráfico 3 donde se dibujan bandas de 10 y 50 por ciento de probabilidad). Por definición, estas bandas contienen a la moda de la distribución aunque no necesariamente como su centro[19].

Ventajas y desventajas:

a. La construcción de este tipo de bandas podría llevar a confusión porque el público siempre tiende a creer que la probabilidad por encima de la banda es igual a las probabilidades de eventos por debajo de la banda. Esto no es cierto en este caso.
b. Una segunda fuente de problema al presentar este tipo de *fan chart* es que al centrar los tonos más oscuros alrededor de la moda se exageran las asimetrías respecto al valor esperado de la proyección de inflación (la media).
c. Sin embargo la gran ventaja es en la comunicación dentro de la evaluación del balance de riesgos en la proyección de inflación. En dicha evaluación se hace una ponderación subjetiva de las probabilidades de desvíos por debajo o por arriba en torno al resultado más probable. Entonces, tiene sentido que las bandas más oscuras estén en torno a este resultado más probable (la moda).

4.2. **Metodología de intervalos de predicción central**: Las bandas se refieren a "intervalos de predicción central", es decir aquellas bandas que suponen que las probabilidades de errores de predicción por arriba o debajo de la banda son iguales (Ver Panel B del Gráfico 3). Por ejemplo, la banda central de 10 por ciento es el área que tiene el 90 por ciento de probabilidad error, dividido igualmente entre un 45 por ciento de probabilidad de ser muy alto y 45 por ciento de probabilidad de ser muy bajo. Por definición, el *fan chart* en este caso está centrado en la mediana de la distribución.

King took the opportunity to introduce a number of improvements to the forecasting process, notably the emphasis on the range of uncertainty, and potential risks, in the forecast (rather than the previously common but undue emphasis on the modal point forecast). This was achieved by publishing a fan chart of potential future inflation, scaled by expected probability.
Since the scaling was done in red, this became known as the 'rivers of blood' perhaps because it looked like a river delta. Moreover, like a river delta, the prospective outcomes need not be symmetrical. The risks might be more on one side, or the other.

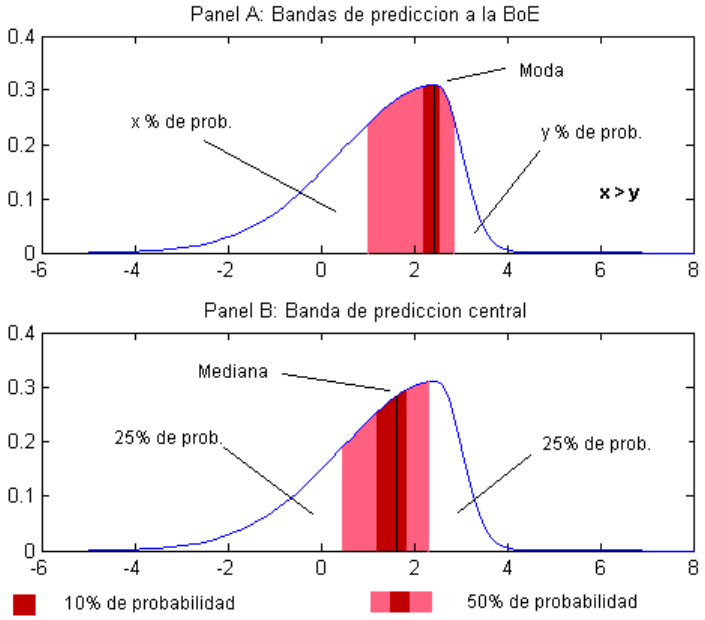
[18] A la fecha, 13 de 20 bancos centrales que siguen el esquema de Metas Explícitas de Inflación publican *fan charts*: Brasil, Chile, Colombia, Corea del Sur, Hungría, Islandia, Israel, Noruega, Perú, Reino Unido, Sudáfrica, Suecia y Tailandia.

[19] En el Anexo 2 se detalla la forma cómo se puede encontrar dichas bandas.

Ventajas y desventajas:

a. La ventaja de esta metodología es que las bandas sí se pueden interpretar como los ”intervalos de confianza” que se acostumbran usar en inferencia estadística. Los errores de predicción por arriba o debajo de estas bandas tienen igual probabilidad.
b. Asimismo, este *fan chart* daría una mejor imagen de las asimetrías existentes porque está centrado en la mediana, medida que se encuentra más cerca de la media.
c. El gran problema con este *fan chart* es que representa un divorcio con la medida que se usa para hacer la evaluación del balance de riesgos, el cuál parte de los resultados más probables.

Gráfico 3



5. Un ejemplo minimalista

A manera de ilustración, se presenta un ejemplo simple de proyección basado en un modelo. Usando mínimos cuadrados ordinarios se estima un modelo sencillo uni-ecuacional para la inflación acumulada en los últimos cuatro trimestres (p_t). Se utiliza como regresores al crecimiento del PBI (y_t) durante los últimos cuatro trimestres, el promedio trimestral de las tasas de interés interbancaria (i_t), la depreciación nominal acumulada en los últimos cuatro trimestres ($?e_t$), el promedio trimestral de la tasa libor a tres meses (i_t^*), el crecimiento de los términos de intercambio durante los pasados cuatro trimestres ($?TI$) y el crecimiento de la economía norteamericana (y_t^{usa}).

$$p_t = 0.79p_{t-1} - 0.045\Delta e_{t-3} + 0.24\Delta y_{t-2} - 0.16i_t + 0.42i_t^* - 0.16\Delta TI + 0.36y_t^{usa} \qquad \textbf{...(5)}$$

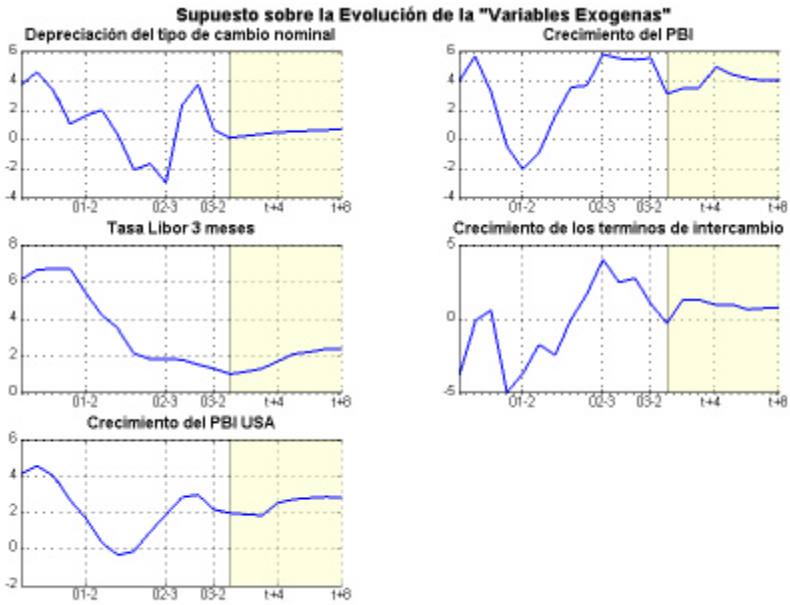
La estimación se hace con datos desde el primer trimestre de 1994 hasta el primer trimestre de 2003. En la ecuación (5), todo lo que está al lado derecho se trata como exógeno[20], por ello, para empezar a proyectar la inflación se tiene que construir un escenario central para las variables exógenas (y_t, i_t, $?e_t$, i_t^*, $?TI$, y_t^{usa}).

Escenario Central

[20] En la práctica, los modelos que se usan para proyectar en los bancos centrales son semi-estructurales o estructurales. Estos modelos incorporan un conjunto de variables endógenas como los tipos de cambio, variables de actividad, y tasas de interés real y nominal.

En el Gráfico 4 se muestra los valores históricos y las proyecciones centrales de las variables exógenas a partir de los cuales se puede obtener la proyección puntual de la inflación mostrada en el Cuadro1.

Gráfico 4



Para hallar el escenario central, además se tiene que asumir una posición de política monetaria. En este caso se asume que la tasa de interés tiene un valor constante a 3 por ciento para los ocho trimestres de proyección.

Cuadro 1
Escenario central de inflación (Proyección al primer trimestre del 2003)

Periodo	02-1	02-2	02-3	02-4	03-1	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	t+6	t+7	t+8
Proyección	-1.07	0.03	0.22	1.43	2.83	2.74	2.76	2.13	1.87	1.84	2.25	2.7	3.12

Parametrización de la densidad de proyección

En este ejemplo, se consideran los pasos señalados en la tercera sección.

Paso 1 : Para tener una idea sobre los valores de la incertidumbre para diferentes horizontes de proyección, se puede calcular la desviación estándar de los errores de predicción dentro de muestra. Para realizar este ejercicio se ignora la incertidumbre existente sobre las variables exógenas y se asume, para cada ejercicio de proyección en el pasado, que las variables exógenas "asumidas" son las verdaderamente observadas.

La línea continua dibujada en el Gráfico 5 ilustra el comportamiento de la desviación estándar para distintos horizontes de proyección si se asume plena certidumbre de las variables exógenas. Se observa que la desviación estándar de los errores en el horizonte de predicción de ocho trimestres es de aproximadamente *0,6*. Si se incluyera la incertidumbre sobre las variables exógenas, el tamaño de los errores de predicción se incrementaría. Para tener una idea de hasta cuanto se podría incrementar, observamos que de acuerdo a la sección 3, la desviación estándar incondicional de la inflación se ubica en alrededor de *1,6*. Por ello, parece razonable pensar en un rango [0,6, 1,6] para el parámetro de incertidumbre s.

Paso 2 : En esta etapa se utiliza la información desde una óptica prospectiva de las variables exógenas. Se toma en cuenta que además del escenario central asumido para las variables exógenas, existe un escenario de incertidumbres y riesgos para cada periodo del horizonte de proyección. En este caso, dado el escenario central

para cada variable exógena, se necesita parametrizar funciones de distribución de probabilidad para cada periodo. En el Banco de Inglaterra por ejemplo, este ejercicio se realiza para el primer y segundo años mediante la función de distribución **NS**, a partir del cual, se trasladan las asimetrías y la incertidumbre a la distribución de inflación por medio de los multiplicadores del modelo.

En este ejemplo, se asume que las variables exógenas se generan de acuerdo a tres posibles familias de distribuciones. La elección de qué distribución usar depende de si la variable en cuestión es acotada o no, por ejemplo, las tasas de interés nominales tienen el cero como límite inferior. Asimismo, la elección depende de si se asume asimetría o no. En el Cuadro 2 se describe las opciones sugeridas:

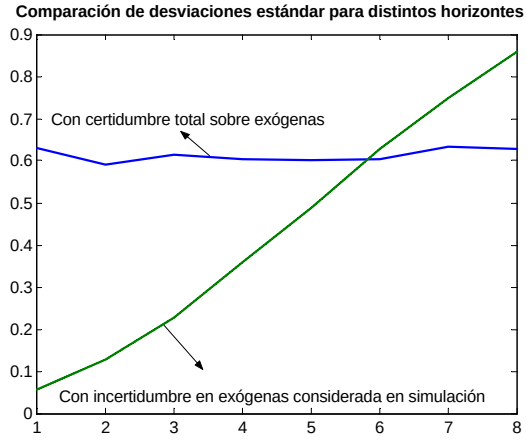
Cuadro 2
Elección de la distribución de probabilidad para las exógenas

Tipo de variable	Función de Distribución	
	Simétrica	No Simétrica
Acotada	Beta	Beta
No Acotada	Normal	Normal en Dos Partes

Una vez parametrizadas las funciones de distribución de las variables exógenas, se realizan las simulaciones y se obtienen las muestras simuladas de proyección de inflación para cada uno de los ocho trimestres de proyección. Con los datos simulados, se estiman funciones de distribución $NS(m, s^2, ?)$ para cada periodo (ver Anexo 4 para un resumen gráfico).

En el Gráfico 5, las líneas discontinuas representan el parámetro s a lo largo de los ocho trimestres[21]. Para el trimestre ocho se encuentra que s es aproximadamente igual a *0,86*, mientras que el parámetro ? para dicho periodo es igual a cero. Esto quiere decir que el parámetro de incertidumbre *s* de la proyección del modelo condicional al patrón de incertidumbre de las variables exógenas es de *0,86*. Esta variable es un indicativo del ancho total del espectro de bandas a dibujar en los *fan charts*. Resulta interesante que para el patrón de incertidumbre y riesgo asumido para las variables exógenas, el valor de $s = 0,86$ es aproximadamente igual al error medio de los anuncios de inflación referidos en la sección 3.

Gráfico 5



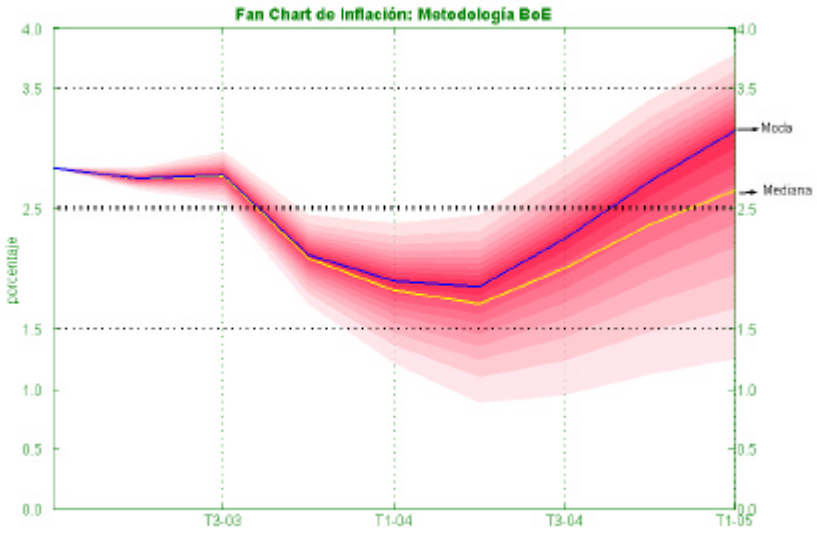
[21] Sin embargo, no se debe confundir s 2 con la varianza de las distribuciones NS encontradas. Aquel es igual a la varianza sólo cuando ? es igual a cero (el caso simétrico).

Paso 3 : Dado que el valor de *?* para el trimestre ocho es cercano a cero (ver Gráfico 10 del Anexo 4), la distribución de la proyección de inflación para dicho periodo es prácticamente simétrica. Si se asume que existen elementos no incorporados al modelo que hacen que el balance de riesgos sea a la baja, entonces es necesario ajustar el parámetro *?* consistentemente. Por ejemplo, se puede suponer que el riesgo a la baja de la proyección de inflación es de 75 por ciento[22], compatible con un valor de *?* igual a *–0,8*. Es necesario ajustar la asimetría ponderándola por la secuencia de valores de `s.`

Los fan charts

Metodología del Banco de Inglaterra (BoE): Como se observa, los tonos más oscuros están agrupados alrededor de la moda. La mediana se dibuja como una línea clara. El aparente mensaje de este fan chart es que la proyección más probable se acerca al límite superior del rango de tolerancia.

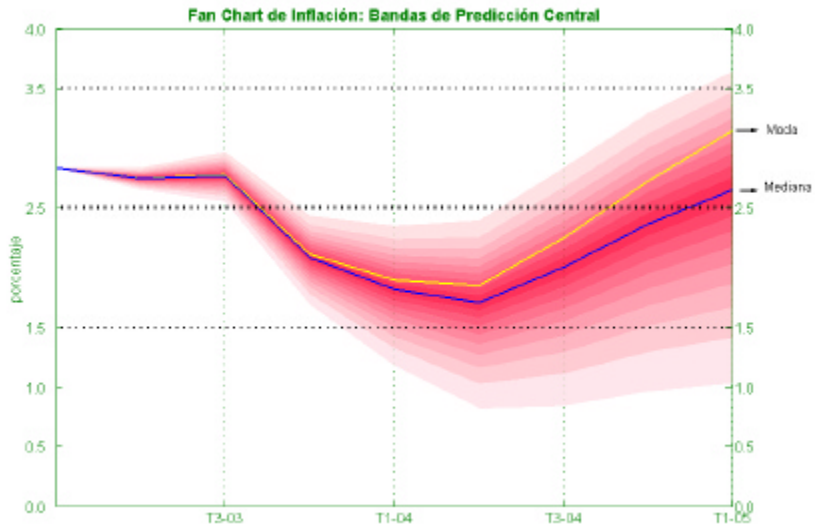
Gráfico 6



Metodología de las bandas de predicción central:. Esta vez, los tonos más oscuros están agrupados alrededor de la mediana. La moda se dibuja como una línea clara. El mensaje de este fan chart es que la proyección central (la mediana en este caso) se ubica más cerca del objetivo puntual de inflación (2,5 por ciento).

[22] El balance de riesgos aquí se exagera por fines expositivos.

Gráfico 7



Es primordial tener en cuanta que la distribución que subyace a estos *fan charts* es la misma. Por tanto, la probabilidad de que la proyección de inflación se ubique en el rango [*1,5*, *3,5*] es de *0,76* (Ver Cuadro 3 del Anexo 5).

6. Comentarios finales

En el documento se han mostrado las formas de extraer los parámetros de la función de distribución de la proyección de inflación sobre la base de un modelo de proyección, la información histórica y la visión informada de los que toman las decisiones de política monetaria. Los parámetros de incertidumbre y riesgo estimados definen la proyección de la distribución. Sin embargo, la autoridad monetaria tiene que comunicar dicha proyección de la manera más clara posible.

La comunicación de la proyección de densidad se realiza mediante un *fan chart*. ¿Pero qué tipo de *fan chart*?. Al analizar las ventajas y desventajas de las dos metodologías de construcción del *fan chart* se ve que aquella que usa el Banco de Inglaterra está más ligada al proceso de evaluación de los riesgos y por ende a la construcción misma de la función de distribución. En pocas palabras, se obtiene una proyección modal y se construyen las asimetrías a partir de ella. Es importante sin embargo explicar al público que las bandas resultantes no pueden ser interpretadas como intervalos de confianza comunes en la estadística para no confundir a los lectores de la proyección. La construcción de los *fan charts* publicados por el BCR ha seguido esta metodología.

Una metodología alternativa de construcción es aquella que se basa en bandas de predicción central, las cuales sí pueden ser interpretadas como intervalos de confianza, sin embargo este *fan chart* se centra en la mediana de la distribución y no en la proyección central inicialmente asumida para construir el balance de riesgos de inflación.

Si se quiere que el *fan chart* muestre una medida de los riesgos hacia arriba o hacia abajo a partir de la proyección central tomada como la moda, la metodología del BoE es la más conveniente. Pero si se quiere que el *fan chart* muestre intervalos de confianza de predicción, entonces la metodología alternativa es la que conviene.

Finalmente, la probabilidad de que la proyección de inflación se ubique dentro del rango de tolerancia es innata a la distribución de probabilidades estimada y obviamente, resulta independiente de las dos formas en la que se puede reportar el *fan chart*.

7. Bibliografía

"A la mode", The Economist, 20-26 Marzo, 1999, p.80

Blix, M. y Sellin, P.,"Uncertainty bands for inflation forecasts", Working Paper No. 65, Sveriges Riksbank, Stockholm (1998).

Britton, E., Fisher, P. y Whitley, J.,"The Inflation Report Projections: Understanding the *Fan chart*", Bank of England Quarterly Bulletin, 38, 30-37, (1998).

Diebold, F.; Hahn, J. y Tay, A., "Real-Time Multivariate Density Forecast and Calibration: Monitoring the Risk of High-Frequency Returns on Foreign Exchange", Wharton Financial Institutions Center Working Paper 95-05, Agosto, (1998).

Don, F.J.H.,"Forecasting in macroeconomics: a practitioners view", CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, Research Memorandum No. 162, (2000).

Goodhart, C.A.E.,"The Inflation Forecast", National Institute Economic Review No. 175, (2001).

Larsson, R. y Villani, M., "Some Properties of the Multivariate Split Normal Distribution", Research Report 2003:06, Department of Statistics, The University of Stockholm (2003).

Mood, A., Graybill, F. y Boes, D., "Introduction to the Theory of Statistics", McGraw-Hill, Inc., Tercera Edición, (1974).

Schmidt-Hebbel, K. y Tapia, M.,"Monetary Policy Implementation and Results in Twenty Inflation-Targeting countries", Central Bank of Chile Working Paper 166, (2002).

Svensson, L.,"Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", European Economic Review, Vol. 41, 1111-1146. (1997).

Svensson, L.,"Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule", Journal of Monetary Economics, 43, 607-654, (1999).

Tay, A. y Wallis, K.,"Density forecasting: a survey", Journal of Forecasting, 19, 235-254, (2000)

Vega, M.,"Policy Makers Priors and Inflation Density Forecasts", Mimeo, Setiembre, (2003).

Wallis, K.,"Asymmetric density forecasts of inflation and the Bank of England's Fan Chart", National Institute Economic Review No. 167, (1999).

Wallis, K.,"Chi-squared tests of interval and density forecasts, and the Bank of England's Fan Charts", International Journal of Forecasting 19, 165-175, (2003a).

Wallis, K.,"Forecast uncertainty, its representation and evaluation", Boletín Inflación y Análisis Macroeconómico, Universidad Carlos III de Madrid, No. 100, Enero, (2003b).

John, S. ,"The three-parameter two-piece normal family of distributions and its fitting", Communications in Statistics - Theory and Methods, No. 11, (1982).

Reportes de Inflación publicados en páginas web de los bancos centrales que siguen el esquema de Metas de Inflación: Australia, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Corea del Sur, Hungría, Islandia, Israel, México, Noruega, Nueva Zelanda, Perú, Polonia, República Checa, Reino Unido, Sudáfrica, Suecia, Suiza y Tailandia.

Anexo 1
Trabajando con la función Normal en Dos Partes

En el texto principal, la función de densidad asimétrica de la proyección de inflación está dada por la combinación de dos funciones que se las puede representar como proporcionales a funciones de distribución normal estandarizadas.

$$f(x) = \begin{cases} \dfrac{A}{s_d} j\left(\dfrac{x-m}{s_d}\right) & Para\ x > m \\ \\ \dfrac{B}{s_i} j\left(\dfrac{x-m}{s_i}\right) & Para\ x = m \end{cases} \qquad \textbf{...(A.1)}$$

La función normal estandarizada se define por *f (.)* con su correspondiente función acumulativa *F (.)*:

$$j(z) = \frac{1}{\sqrt{2p}} \exp(-z^2)$$

Para mantener la simplicidad se tiene en cuenta los siguientes puntos:

Definición 1: Función de densidad de probabilidad: *Cualquier función f(.) con dominio real y rango [0, 8) es una función de densidad de probabilidad si y solo si:*

(i) $f(x) = 0$ *para todo* x

(ii) $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$

Propiedad 1: Continuidad de la función de densidad*: Para que una función sea continua, se debe cumplir que el valor límite de la función cuando x se aproxima por la derecha o izquierda de un número sea el mismo:*

$$\lim_{x \to a_{(-)}} f(x) = \lim_{x \to a_{(+)}} f(x)$$

Aplicando la definición 1 a la función en (A.1) se tiene:

$$B\int_{-\infty}^{m} \frac{1}{s_i} j\left(\frac{x-m}{s_i}\right) + A\int_{m}^{\infty} \frac{1}{s_d} j\left(\frac{x-m}{s_d}\right) dx = 1 \qquad \textbf{...(A.2)}$$

Pero se sabe que las integrales definidas representan las probabilidades de estar a la derecha y a la izquierda de la media de las distribuciones normales separadas definidas en (A.1). Por tanto:

$$\frac{A}{2} + \frac{B}{2} = 1 \qquad \textbf{...(A.3)}$$

De aquí, los términos B/2 y A/2 tienen una interpretación interesante. Es fácil ver que ellas representan respectivamente, la probabilidad de que la inflación sea menor o igual que la moda (x = m) y que aquella sea mayor a la moda (x > m). Vale decir, ellas representan las probabilidades de riesgos hacia abajo y hacia arriba respectivamente. Estas probabilidades se denotan por PD y PU respectivamente.

Probabilidad de riesgo hacia abajo = PD = B/2

Probabilidad de riesgo hacia arriba = PU = 1 - PD = A/2

Por otro lado, para que se cumpla la Propiedad 1, se requiere:

$$\frac{A}{s_d} = \frac{B}{s_i} \qquad \textbf{...(A.4)}$$

Usando las ecuaciones (A.3) y (A.4) se obtiene A y B en términos de los parámetros s_i y s_d :

$$A = \frac{2s_d}{s_i + s_d}$$

$$B = \frac{2s_i}{s_i + s_d} \qquad \text{...(A.5)}$$

Cálculo de la asimetría:

Resulta intuitivo suponer que el grado de asimetría de una función de distribución está en relación directa a la distancia entre la moda y la media. John (1982) demuestra que la asimetría (*skewness)* de una función de distribución Normal en Dos Partes esta dada por:

$$E[(x - E[x])^3] = k(s_d - s_i)[(2k^2 - 1)(s_d - s_i)^2 + s_d s_i] \qquad \text{...(A.6)}$$

Donde $k = \frac{2}{\sqrt{2p}}$

Se puede ver que el término entre corchetes es siempre positivo por lo que la asimetría es proporcional a (s_d-s_i):

Para ello, se calcula la media de *f(x)*:

$$m = \int_{-\infty}^{m} \frac{Bx}{s_i} j\left(\frac{x-m}{s_i}\right)dx + \int_{m}^{\infty} \frac{Ax}{s_d} j\left(\frac{x-m}{s_d}\right)dx \qquad \text{...(A.7)}$$

Haciendo los cambios de variable respectivos se tiene:

$$m = B\int_{-\infty}^{0}(s_i v + m) j(v)dv + A\int_{0}^{\infty}(s_i w + m) j(w)dw \qquad \text{...(A.8)}$$

Usando la propiedad, $\int w j(w)dw = -j(w)$ se observa:

$$m = B[(-s_i j(0) + \tfrac{m}{2})] + A[(s_d j(0) + \tfrac{m}{2})] \qquad \text{...(A.9)}$$

De aquí:

$$m = m(\tfrac{A}{2} + \tfrac{B}{2}) + \frac{s_d A - s_i B}{\sqrt{2p}} \qquad \text{...(A.10)}$$

Reemplazando todo A y B de (A.5):

$$m = m + \frac{2[s_d - s_i]}{\sqrt{2p}} \qquad \text{...(A.11)}$$

Se tiene que la diferencia entre la media y la moda encontrada en (A.11) es proporcional a la asimetría encontrada en (A6), por ello se define a la asimetría de la siguiente manera:

$$Asimet \equiv m - m = \frac{2[s_d - s_i]}{\sqrt{2p}} \qquad \text{...(A.12)}$$

La asimetría entonces está definida en términos de las dos desviaciones estándar normales en juego. La distribución *NS* es asimétrica a la derecha si $s_d > s_i$ en cuyo caso $\mu > m$ (esto correspondería a un balance de riesgos hacia arriba).

Es conveniente definir la asimetría en términos de una varianza que resultaría en un caso neutral (s^2). Para ello se usará el parámetro ? de la siguiente manera:

$$s_d^2 \equiv s^2(1+g) \quad y \quad s_i^2 \equiv s^2(1-g)$$

Entonces:

Valores del parámetro	Posición relativa de s_d y s_i	Balance de riesgos asociado
? = 0	$s_d = s_i$	Neutral
? = (0, 1)	$s_d > s_i$	Hacia arriba
? = (-1, 0]	$s_d = s_i$	Hacia abajo

Reemplazando esta nueva parametrización en la definición de asimetría, los parámetros A, B y por tanto en las probabilidades de los riesgos hacia arriba y hacia abajo se tiene:

$$Asimet = \frac{2s\left[\sqrt{1+g} - \sqrt{1-g}\right]}{\sqrt{2p}} \qquad \textbf{...(A.13)}$$

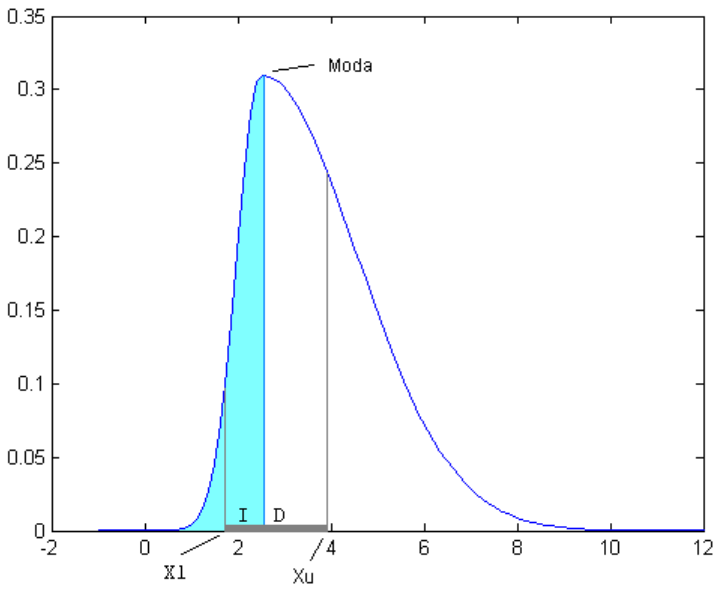
$$PD \equiv \frac{B}{2} = \frac{\sqrt{1-g}}{\sqrt{1-g} + \sqrt{1+g}} \qquad \textbf{...(A.14)}$$

Anexo 2
Cálculo de las Bandas a la BoE

Partiendo de la función de densidad *NS* en (A.1), la función acumulada se puede representar por:

$$F(x) = \begin{cases} B\Phi\left(\dfrac{x-m}{s_i}\right) & \text{Para } x = m \\ \dfrac{B}{2} + A\left[\Phi\left(\dfrac{x-m}{s_d}\right) - \dfrac{1}{2}\right] & \text{Para } x > m \end{cases} \quad \text{...(B.1)}$$

Para ilustrar el procedimiento de hallado de las bandas de predicción según la metodología BoE se grafica una función de distribución con riesgos hacia arriba de 80 por ciento, esto quiere decir que *PD = 0,2*, que en el gráfico siguiente se ilustra por el área sombreada.



El problema de las bandas consiste primero en definir las probabilidades que cubren las bandas de predicción, a estas probabilidades las denotaremos por C que típicamente puede tomar valores en el conjunto *{0,1, 0,2, … , 0,9}*. Es decir, la banda más delgada puede cubrir el 10 por ciento (la más oscura), la banda siguiente cubre el 20 por ciento, y así hasta cubrir un 90 por ciento de probabilidad. Los *fan chart*s publicados por el BCR siguen exactamente esta secuencia.

Para una banda determinada con probabilidad C, se requiere encontrar los valores extremos inferior (X_l) y superior (X_u) de modo que por definición se cumpla:

$$\Pr(X \in [X_l, X_u]) \equiv C \quad \text{...(B.2)}$$

Se puede deducir fácilmente que existe un número infinito de rangos que tengan la probabilidad de ocurrencia igual a *100C* por ciento. Si entre todas las posibilidades se busca aquella banda que sea la más angosta posible para dicha probabilidad, entonces dicha banda necesariamente ha de contener a la moda puesto que ésta, por definición, tiene más masa de probabilidad.

Usando la definición de probabilidades, (B.2) se puede expresar como:

$$F(X_u) - F(X_l) = C \quad \text{...(B.3)}$$

Usando la definición de *F(.)* dada en (B.1) se tiene:

$$\frac{B}{2}+A\left[\Phi\left(\frac{X_u-m}{s_d}\right)-\frac{1}{2}\right]-B\Phi\left(\frac{X_l-m}{s_i}\right)=C \qquad \textbf{...(B.4)}$$

Para escribir el problema en términos de la probabilidad *PD*, se puede usar las relaciones *B/2 = PD* y *A = 2(1-PD)*, por lo cual, (B.4) se convierte en:

$$PD+2(1-PD)\left[\Phi\left(\frac{X_u-m}{s_d}\right)-\frac{1}{2}\right]-2PD\Phi\left(\frac{X_l-m}{s_i}\right)=C \qquad \textbf{...(B.5)}$$

Se puede definir cuán angosta es la banda por medio de la distancia definida por *Dist*:

$$Dist = X_u - X_l \qquad \textbf{...(B.6)}$$

Por lo cual, la ecuación (B.5) puede ser expresada solamente en términos de *Dist* y X_l , para *C, m,* s_i, s_d y *PD* conocidos.

$$PD+2(1-PD)\left[\Phi\left(\frac{Dist+X_l-m}{s_d}\right)-\frac{1}{2}\right]-2PD\Phi\left(\frac{X_l-m}{s_i}\right)=C \qquad \textbf{...(B.7)}$$

De donde podemos despejar *Dist*:

$$Dist(X_l)=m-X_l+s_d\Phi^{-1}\left(\frac{(1+C-2PD)}{2(1-PD)}+\frac{PD}{(1-PD)}\Phi\left(\frac{X_l-m}{s_d}\right)\right) \qquad \textbf{...(B.8)}$$

Es decir, se tiene una función que representa el tamaño de la banda que depende del extremo inferior de la banda. Lo único que se tiene que hacer es proceder a minimizar (B.8) respecto a X_l, calcular la distancia $Dist(X_l)$ y luego calcular el extremo superior de la banda: $X_u = Dist(X_l) + X_l$.

Obviamente, se tienen que verificar condiciones básicas, dado que $Dist(X_l)$ no tiene un único mínimo y por tanto se debe buscar X_l en una zona lo suficientemente adecuada (además observar que el argumento de F^{-1} en (B.8) tiene que ser siempre positivo). Por ello es conveniente acotar la zona de búsqueda de X_l al intervalo $[X_{l(-)}, X_{l(+)}]$, el cual se define a continuación:

Si C<PD, cuan a la izquierda puede estar X_l? El límite es aquel valor consistente con que X_u sea igual a la moda m. Es decir:

$$\Pr(X < X_{l(-)}) + C = PD \qquad \textbf{...(B.9)}$$

Lo cual es equivalente a:

$$2PD\Phi\left(\frac{X_{l(-)}-m}{s_i}\right)+C=PD \qquad \textbf{...(B.10)}$$

Por lo que:

$$\Phi\left(\frac{X_{l(-)}-m}{s_i}\right)=\frac{PD-C}{2PD}<\frac{1}{2} \qquad \textbf{...(B.11)}$$

De donde se puede despejar $X_{l(-)}$:

$$X_{l(-)}=m+s_i\Phi^{-1}\left(\frac{PD-C}{2PD}\right) \qquad \textbf{...(B.12)}$$

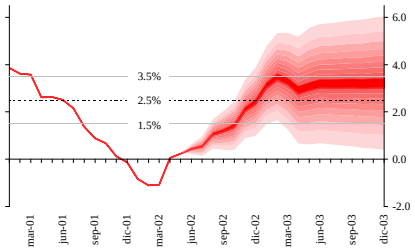
Por otro lado, cuando $PD<C$ la cota inferior $X_{l(-)}$ no puede definirse de esa manera. En este caso, por fines prácticos se puede definir la cota inferior como:

$$X_{l(-)} = m - 2s_i \qquad \textbf{...(B.13)}$$

Anexo 3
Fan charts publicados por el BCR desde mayo 2002 hasta agosto del 2003

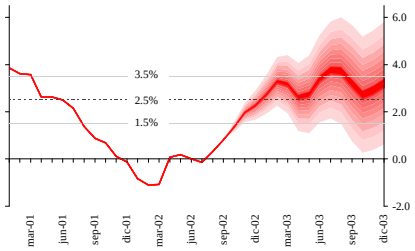
Gráfico 8

MAYO 2002
(Variación Acumulada del IPC a 12 meses)



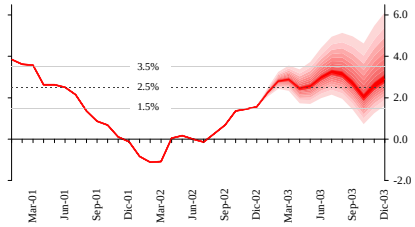
Balance de Riesgos: Neutral
Proyección hasta: Diciembre 2003

SETIEMBRE 2002
(Variación Acumulada del IPC a 12 meses)



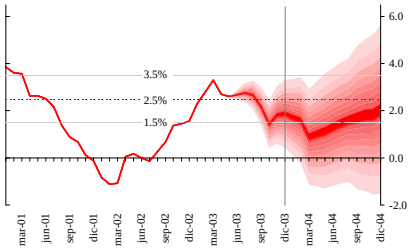
Balance de Riesgos: Neutral
Proyección hasta: Diciembre 2003

ENERO 2003
(variación acumulada del IPC a 12 meses)



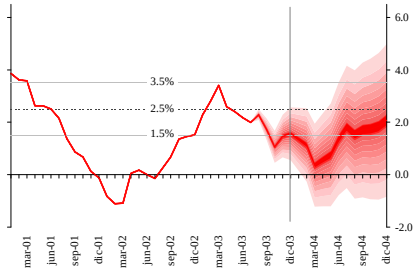
Balance de Riesgos: Hacia arriba
Proyección hasta: Diciembre 2003

MAYO 2003
(Variación acumulada del IPC a 12 meses)



Balance de Riesgos: Neutral
Proyección hasta: Diciembre 2004

AGOSTO 2003
(Variación Acumulada del IPC a 12 meses)



Balance de Riesgos: Neutral
Proyección hasta: Diciembre 2004

Anexo 4
Resumen gráfico de simulación Monte-Carlo

Gráfico 9

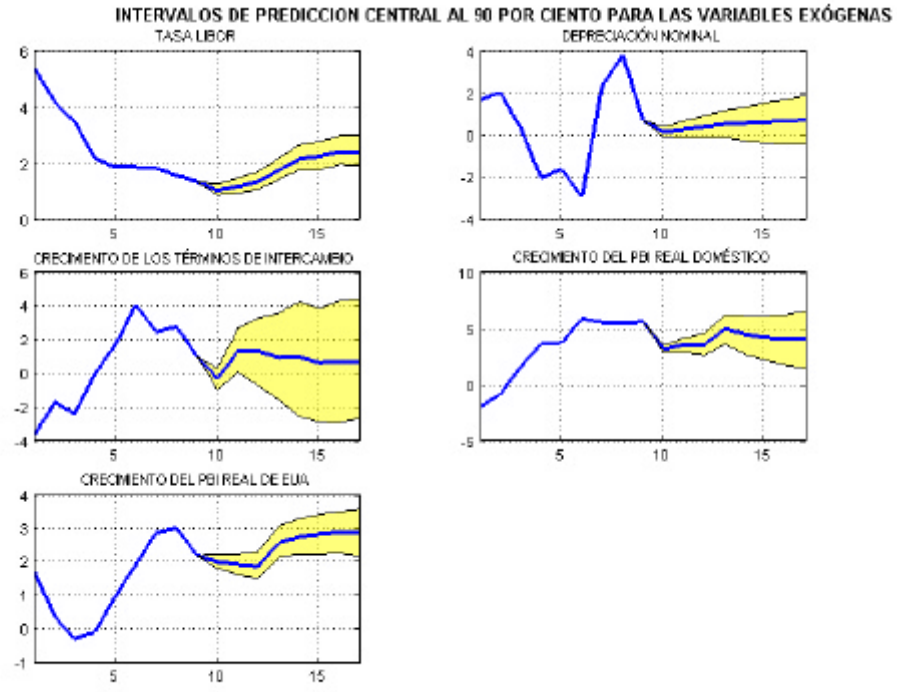
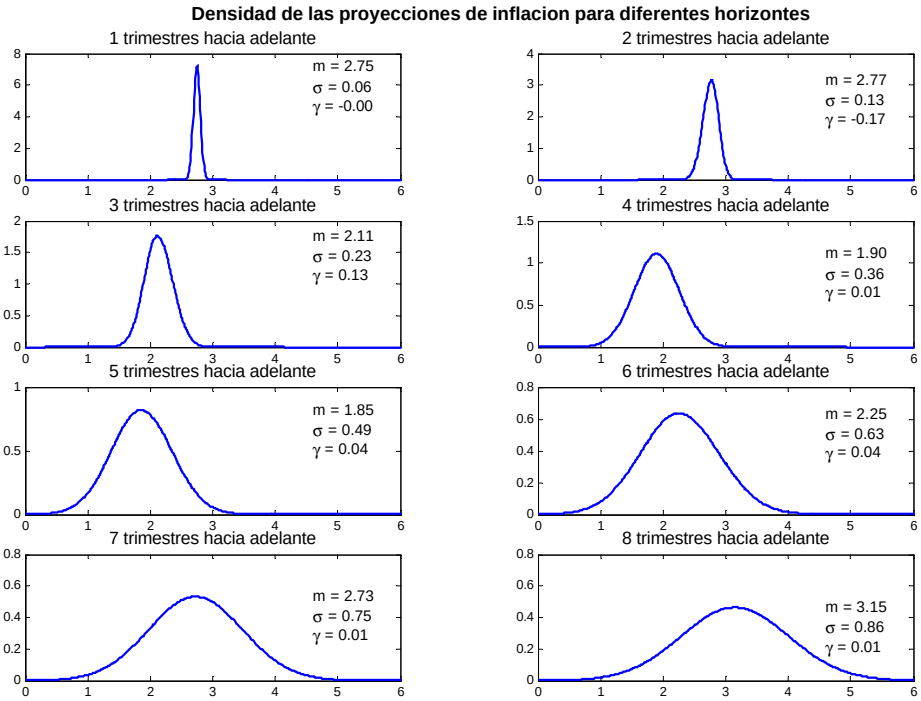


Gráfico 10



Anexo 5
Tabla de indicadores de la proyección de densidad de inflación realizada en la sección 5 del texto principal.

Cuadro 3

Horizonte de proyección	Moda (m)	Mediana	Media (μ)	Incertidumbre (s)	Asimetría (?)	Riesgo a la baja (PD)	Riesgo al alza	Probabilidad de la proyección igual al rango meta
1	2.7	2.7	2.7	0.06	0.00	0.51	0.49	1.00
2	2.8	2.8	2.8	0.13	-0.02	0.53	0.47	0.99
3	2.1	2.1	2.1	0.23	-0.06	0.55	0.45	0.87
4	1.9	1.8	1.8	0.36	-0.14	0.59	0.41	0.67
5	1.9	1.7	1.7	0.49	-0.26	0.62	0.38	0.58
6	2.2	2.0	1.9	0.63	-0.43	0.66	0.34	0.70
7	2.7	2.4	2.3	0.75	-0.61	0.70	0.30	0.77
8	3.1	2.7	2.5	0.86	-0.80	0.75	0.25	0.76

Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial: Una aplicación para el caso de Perú

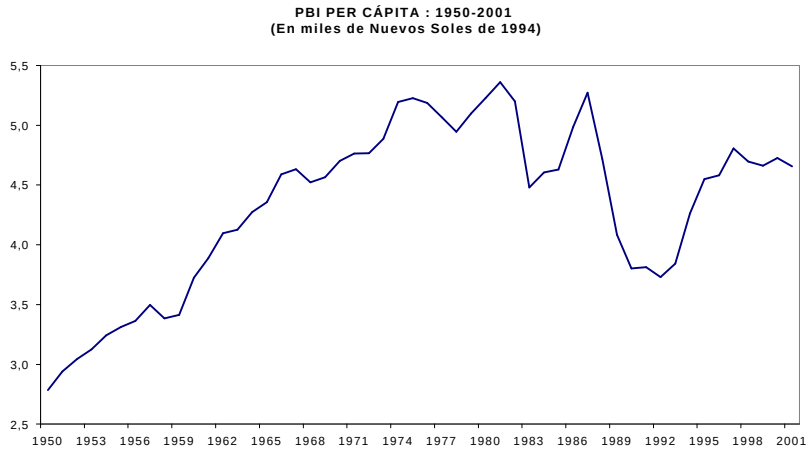
Shirley Miller L.*
smiller@bcrp.gob.pe

1. Introducción

La economía peruana ha presentado cambios importantes durante los últimos 50 años. Tal como se observa en el gráfico 1, el producto per cápita durante el período 1950-1975 estuvo caracterizado por un crecimiento sostenido el cual se vio levemente afectado durante 1958-1959 y 1966-1967 debido a choques externos.

A partir de 1975, la evolución de la economía peruana sufrió fuerte cambios. El crecimiento se vio estancado y luego disminuye fuertemente, registrándose incluso tasas negativas de crecimiento del producto per cápita durante la década de los 80[1].

Gráfico 1



La evolución de la economía durante todo este período fue consecuencia del mal manejo económico durante el régimen militar en el cual se adoptaron diversas medidas proteccionistas y controles de precios que ocasionaron una salida fuerte de capitales extranjeros e internos, produciéndose desequilibrios externos y fiscales. Asimismo, la crisis económica del país fue agravada durante el gobierno de García (1985-1990) debido a la utilización de emisión inorgánica con el fin de fomentar la demanda y que terminó ocasionando un período hiperinflacionario.

* El autor es analista de la Gerencia de Estudios Económicos del Banco Central. Agradece a Andrés Medina y Teresa Lamas por el apoyo recibido durante las etapas de investigación, y a Elmer Cuba y Raymundo Chirinos, y a los participantes de los Encuentros de Economistas del 2002 y 2003 por los comentarios alcanzados. Las opiniones vertidas en este documento son responsabilidad exclusiva del autor y no reflejan necesariamente la visión del BCR.

[1] La mayor caída se produce en el año 1983 (-13,9%). Los otras tasas negativas corresponden a los años 1982, 1988, 1989, y 1990 con tasas del orden de –3,0, -10,5, -13,4, y –6,9%, respectivamente.

A partir de 1993, la situación económica del país empieza a recuperarse como consecuencia de una serie de reformas estructurales. El producto per cápita empieza a crecer nuevamente a un ritmo más alto, sin embargo este crecimiento fue mermado por choques externos que afectaron la economía durante el período 1998-1999[2].

Todos estos cambios y choques que han afectado a la economía peruana han afectado también la evolución de su producto potencial.

La medición del producto potencial y la brecha de producción de un país son elemento importante para la política económica de un país ya que proporcionan herramientas internas para el manejo de la política macroeconómica. En el corto plazo, la medición del tamaño y la persistencia de las brechas de producción proporcionan una guía útil para el análisis del balance entre oferta y demanda y la consecuente medición de las presiones inflacionarias. En el mediano plazo, la medición de la productividad potencial - aquél que involucra información sobre el desenvolvimiento de la tendencia del stock de capital, la fuerza laboral, y los cambios tecnológicos – proporciona también una guía útil para analizar las capacidades de la oferta agregada de la economía y por ende, la evaluación de los patrones de crecimiento sostenibles de producción y empleo que no generen presiones inflacionarias[3].

Se han desarrollado numerosas metodologías para calcular la producción potencial de un país, sin embargo, dado que ésta no es observable, no es posible conocer con precisión la magnitud de los errores asociados con estimaciones de la brecha de producción, y por lo tanto determinar cuál es el mejor método. Sin embargo, evaluando diferentes técnicas de estimación se pueden obtener propiedades estadísticas importantes de los errores, se pueden comparar resultados y contrastarlos con la realidad del país lo que permite discernir entre las diferentes metodologías y, de esta forma, optar por las más representativas y precisas.

En este sentido, el presente trabajo tiene como objetivo revisar y comparar los métodos alternativos que se han desarrollado para estimar el producto potencial de un país, e identificar cuáles son las que presentan las mayores similitudes y se ajustan más a la realidad peruana. Asimismo, luego de estimar la brecha de producto se analiza la relación de éstas con la inflación.

El trabajo está organizado en 6 sesiones. En la sección 2 se presenta un marco teórico sobre el PBI potencial, su importancia y la incertidumbre que existe al respecto. La sección 3 contiene una descripción de las diferentes metodologías existentes para el cálculo del PBI potencial y las más utilizadas por otros países. La sección 4 muestra los resultados obtenidos para el caso de Perú y se hace una comparación entre los resultados obtenidos bajos las diferentes metodologías aplicadas. En la sección 5, se evalúa la relación entre las brechas estimadas y la inflación. Finalmente, en la sección 6 se hacen algunos comentarios concluyentes.

2. PBI potencial: teoría, importancia e incertidumbre

2.1 ¿Qué es el PBI potencial?

Existen dos definiciones de producto potencial. La primera, que corresponde más a una noción física, tal como señalan Cabredo y Valdivia (1999), es considerar a éste como el máximo nivel de producción que se conseguiría con un conjunto o dotación de factores productivos utilizados en su plena capacidad, por lo que la brecha de producción sería equivalente al grado de utilización de la capacidad productiva de una economía y siempre tomaría valores positivos.

La segunda definición, la más utilizada y la cual se desarrollará en el presente documento, consiste en una noción económica, y sobre la cual existen básicamente dos enfoques diferentes: el enfoque keynesiano y el

[2] Durante este período se registraron tasas de crecimiento del PBI per cápita negativas: –2,3% y –0,8% respectivamente.
[3] Giorno, Claude, et. al. "Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances". En: Organization for Economic Co-Operation and Development. Paris, 1995.

enfoque neoclásico. Según esta definición, es posible que existan brechas de producción negativas, es decir, que el producto potencial sea inferior al efectivo.

2.1.1 Enfoque keynesiano

Según la tradición keynesiana el ciclo económico es producto de movimientos en la demanda agregada en relación a un movimiento pequeño en la oferta agregada.

El modelo keynesiano esta basado en la existencia de rigideces nominales en el mercado lo que origina la existencia de una tasa de desempleo involuntaria. Por lo tanto, desde el punto de vista keynesiano, es justificable la implementación de una política económica orientada a disminuir el desempleo a través del manejo de la demanda agregada, dado que un mayor nivel de producto implica un menor nivel de desempleo.

Sin embargo, un mayor producto lleva a su vez a un mayor nivel de precios. Si se está produciendo más de lo que el mercado puede demandar, las empresas tendrán una acumulación de inventarios no deseada y la producción futura se contraerá, habrá paro o desempleo. Por otro lado, si se produce menos que lo que el mercado demanda, la mayor producción destinada a cubrir el exceso de demanda se hará a costa de elevar el pago a los factores productivos para así atraer a aquellos que al anterior nivel de precios no eran ofrecidos. Simultáneamente, en el mercado de bienes y servicios, el exceso de demanda será contrarrestado progresivamente mediante el incremento de precios, hasta desaparecer definitivamente. Estos procesos son los que dan lugar a las presiones inflacionarias.

Es aquí donde se desarrolla el ***concepto de producto potencial, el cual es visto como el nivel de producto que podría alcanzarse, ya que no genera un desempleo involuntario y a la vez no genera presiones inflacionarias***. La brecha de producción, la diferencia entre el producto efectivo y el potencial, va indicar cuanto puede aumentar o disminuir el producto efectivo para disminuir el desempleo sin causar presiones sobre la inflación.

Bajo este contexto, tener una medida de PBI potencial es crucial para establecer la política de manejo de la demanda agregada que les permita aminorar el efecto del ciclo económico.

La forma más tradicional de medir el producto potencial bajo este enfoque ha sido el utilizar una función de producción agregada o más general un modelo macroeconómico plenamente especificado que incorpore una función de producción.

Otros métodos de medición del producto potencial que caen en este enfoque son los VAR estructurales y modelos multivariados que consideren relaciones macroeconómicas como la Curva de Phillips por ejemplo.

2.1.2 Enfoque neoclásico

Según el enfoque neoclásico, los ciclos económicos son producto del comportamiento del agente privado y no del manejo de la política fiscal o monetaria. Los neoclásicos suponen que los agentes son racionales por lo que los ciclos económicos son el resultado de la reacción de estos agentes ante choques inesperados (en su mayoría provenientes del lado de la oferta agregada). Los agentes privados responden reordenando y reorganizando sus inversiones para así volver a coordinar su producción y de esta manera adaptarse a las nuevas condiciones del mercado. Por lo tanto la autoridad monetaria no debe intervenir a menos que sea para corregir alguna distorsión.

De esta forma, la teoría neoclásica supone que el producto efectivo fluctúa alrededor de un nivel potencial o de tendencia. Dicha fluctuación es corta, de poca duración. Es así, que ***el producto potencial es asociado con una tasa de crecimiento de la tendencia del producto efectivo, es decir, aquel crecimiento que no corresponde a elementos coyunturales o transitorios***.

El producto potencial es afectado por *shocks* externos de productividad que afectan a la oferta agregada y que determinan tanto el crecimiento de la tendencia (crecimiento potencial) y las fluctuaciones de corto plazo en el producto sobre el ciclo económico.

El problema clave en este enfoque es de medición, el poder identificar cuáles son los movimientos permanentes en el PBI potencial y cuales son transitorios. En la práctica el PBI potencial es tomado para coincidir con una medida "suave" del PBI actual[4].

Dentro de estas medidas se han desarrollados diversos filtros estadísticos para extraer la tendencia del producto efectivo, entre ellos el más conocido es el filtro de Hodrick-Prescott.

Cuadro 1: PBI Potencial según enfoque económico

Enfoque	PBI potencial	Métodos de estimación
Keynesiano	Es el nivel de producción asociado a la tasa de desempleo que no produce una aceleración inflacionaria.	Básicamente modelos que incorporen relaciones estructurales y de los cuales se pueda inferir una relación entre producto potencial e inflación. Ej.: SVAR, FP.
Neoclásico	Vinculado más con un concepto de producto de tendencia o una medida suave del producto efectivo. Donde el crecimiento no está afectado por aspectos coyunturales o transitorios.	Filtros estadísticos que permitan extraer la tendencia de largo plazo del producto. Ej.: HP, Baxter y King.

En la práctica el uso de las diversas metodologías desarrolladas para calcular el producto potencial no divide exactamente estos dos enfoques económicos. Por ejemplo, una función de producción, la cual es planteada por el enfoque keynesiano como una metodología para el cálculo del producto potencial, es típicamente utilizada para obtener una medida de los choques tecnológicos en un modelo neoclásico. Así también, la relación entre producto potencial e inflación no es exclusiva del marco keynesiano[5].

El objetivo de este trabajo es estimar y comparar los resultados que provienen de varias metodologías desarrolladas por lo que de ahora en adelante se trabajará con ambos conceptos de producto potencial indistintamente, sin asociarlo a un enfoque en particular.

2.3. Importancia del PBI potencial

La medición del producto potencial y la brecha de producción de un país son elementos importantes para la política económica de un país ya que proporcionan herramientas internas para el manejo de la política macroeconómica.

La determinación del producto potencial permite a las autoridades evaluar si el actual nivel de crecimiento responde a factores de carácter permanente o transitorio, es decir, si el aumento observado en las tasa de crecimiento de la economía es un fenómeno de largo plazo, o sólo responde a una expansión cíclica de corto plazo. De este modo, es posible la determinación de una elección de política de acuerdo con tal diagnóstico[6].

En el corto plazo la medición tamaño y la persistencia de las brechas de producción proporciona una guía útil para el análisis del balance entre oferta y demanda y la consecuente medición de las presiones inflacionarias. En el mediano plazo, la medición de la productividad potencial - aquél que involucra información sobre el

[4] Scacciavillani, F. y P. Swagel. "Measures of Potenctial Output: An Application to Israel". En: IMF Working Paper. Fondo Monetario Internacional, Julio 1999.
[5] Ibid.
[6] Giorno, Claude et. al. Op. cit.

desenvolvimiento de la tendencia del stock de capital, la fuerza laboral, y los cambios tecnológicos – proporciona también una guía útil para analizar las capacidades de la oferta agregada de la economía y por ende, la evaluación de los patrones de crecimiento sostenibles de producción y empleo que no generen presiones inflacionarias[7].

Asimismo, el concepto de producto potencial es útil en las finanzas públicas para examinar la relación entre la variación de los ingresos y la del saldo de las cuentas fiscales, y establecer límites a las políticas fiscales expansivas orientadas al logro del pleno empleo. Por otra parte, el producto potencial permite sustentar el cálculo de la evasión fiscal, pues representa la base imponible "teórica" sobre la que se aplicaría la tasa impositiva vigente. La diferencia entre la recaudación potencial y efectiva constituye un indicador de evasión[8].

2.4 Incertidumbre sobre el PBI potencial

Existe incertidumbre alrededor del PBI potencial dado que es una variable no observable, por lo tanto dado que nunca existirá certeza sobre el valor exacto del mismo todos los métodos de estimación tienen un grado intrínseco de incertidumbre.

Además de la incertidumbre que proviene de saber que el producto potencial es no observable, existen otras razonables por las cuales se puede incrementar ésta. En primer lugar, la información que se tiene sobre el producto efectivo muchas veces es preliminar, es decir no es definitiva, dado que está sujeta a constantes revisiones que pueden ser actualizadas hasta varios meses después.

En segundo lugar, el grado de incertidumbre inherente a los modelos de estimación utilizados para calcular el producto potencial. No hay ninguna garantía que los supuestos estadísticos hechos por estos modelos sean los apropiados. Finalmente, está el problema de "fin de muestra"[9] que es común en los métodos estadísticos y que le otorgan mayor incertidumbre a la estimación, puesto que utilizan información futura, predicha, para realizar sus estimaciones[10].

Como se mencionó en el punto anterior, el producto potencial constituye una herramienta importante para el manejo de la política económica, por lo que la naturaleza incierta del mismo puede afectar las decisiones de política, pudiendo ocasionar decisiones erradas. Así por ejemplo, una estimación errada de la brecha de producción puede llevar a una mayor volatilidad de la inflación y del nivel de la producción[11].

Esto implica que si bien el producto potencial es un indicador útil para la toma de decisiones de política, su estimación debe ser referencial. La literatura sobre incertidumbre de la brecha de producción sugiere que los encargados de la política económica deben suavizar su reacción ante cambios en la brecha de producción en vista del grado de incertidumbre inherente al mismo[12]. Es decir, deben evitar tomar medidas agresivas ante cualquier movimiento del producto potencial.

En este sentido resalta la importancia de analizar las diferentes medidas de las brechas de producción ya que evaluando diferentes técnicas de estimación se pueden obtener propiedades estadísticas importantes de los errores, se pueden comparar resultados y contrastarlos con la realidad del país, lo que permite discernir entre las diferentes metodologías y, de esta forma, optar por las más representativas.

---

[7] Ibid.

[8] Marconi,S. Y P. Samaniego. "Una aproximación al cálculo del producto potencial para Ecuador". Nota técnica 10. En: Banco Central de Ecuador. 1995.

[9] El problema de fin de muestra consiste en que las estimaciones a los extremos de la muestra pierden robustez debido a que no incorporan información futura, siendo más sensible a choques transitorios. Debido a ello, una de las técnicas más usadas para corregir este problema es incorporar proyecciones sobre la serie del producto. No obstante, la incertidumbre no desaparece dado que la estimación está sujeta al cumplimiento de lo proyectado, pero si se reduce.

[10] Claus, Iris, et. al. "*The output gap: measurement, comparisions and assesment*" . Research paper No. 44. En: Banco de Reserva de Nueva Zelandia. 2000.

[11] Ver Caballero y Gallegos (2001).

[12] Claus, Iris, et. al. Op. cit.

3. Métodos alternativos de estimación

Se pueden clasificar los diferentes métodos de estimación del PBI potencial en cuatro grupos: (1) Métodos directos: básicamente encuestas, (2) Métodos no estructurales, (3) Métodos estructurales, y (4) Métodos multivariados.

Gráfico 2: Métodos para la estimación del Producto Potencial

Fuente: Odile Chagny y Jorg Döpke (2001)

3.1 Métodos no estructurales

Están basados en procedimientos estadísticos. La principal ventaja radica en su simplicidad y el hecho que requieren de poca información para la estimación.

Las críticas a este tipo de modelos son básicamente dos. La primera, y la de mayor relevancia desde el punto de vista económico, es que al no considerar información sobre la estructura económica subyacente, no son capaces de distinguir entre los *shocks* de oferta y de demanda que afectan a la economía, sino que únicamente proveen una regla flexible que permite extraer una versión suavizada del producto[13].

La segunda crítica es que tienden a tener problemas al final de la muestra, es decir, las estimaciones de producto potencial que corresponden a los períodos más recientes no son del todo confiables, puesto que en estos períodos se vuelven más sensible ante *shocks* transitorios que en períodos a la mitad de la muestra.[14]

[13] Butler, Leo. *"A Semi-Estructural Method to Estimate Potencial Output: Combining Economic Theory with a Time Series Filter"*. En*: The Bank of Canada´s New Quartely Projection Model (QPM) – Part 4. Bank of Canada. Ottawa, 1996.*

[14] St-Amant, P. y S. Van Norden. *"Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada"*. Technical Report No. 79. En: Bank of Canada. Ottawa, 1997.

- *Filtro de Hodrick-Prescott (HP):* Este filtro fue propuesto por Hodrick y Prescott (1980) y es uno de los métodos más populares en la literatura sobre filtros estadísticos orientados a descomponer una serie en sus dos componentes: su tendencia y su ciclo.

  Para obtener estos dos componentes se busca cumplir con dos restricciones: (1) minimizar la distancia entre el valor observado de la serie y su tendencia, y (2) minimizar el cambio en el valor de la tendencia. Estas dos restricciones se contradicen entre si, por lo tanto, es necesario otorgarle un peso a cada una de estas dos condiciones. Esta ponderación se refleja en el parámetro de suavización elegido (λ), el cual representa el ratio de varianzas de la tendencia con respecto a la del ciclo.

  Este método ha recibido varias críticas, entre ellas destaca el hecho que la determinación ex ante del parámetro de suavización está sujeta a la discrecionalidad del investigador. El valor de este parámetro propuesto por los autores es de 100, 1600 y 14 400 para datos anuales, trimestrales y mensuales, respectivamente. Al respecto, Maravall y del Río (2001) señalan que estos parámetros sugeridos son incompatibles pues cada uno de ellos tiene implícito una duración del ciclo económico diferente y por lo tanto si se agregan los resultados obtenidos para cada frecuencia diferente utilizando sus respectivos parámetros propuestos se observará grandes diferencias. (Ver el Recuadro No. 1).

Recuadro 1
ALGUNAS CONSIDERACIONES ADICIONALES SOBRE EL FILTRO DE HODRICK PRESCOTT

Maravall y del Río (2001) buscan encontrar una aproximación de la descomposición del filtro de Hodrick-Prescott que permita obtener resultados similares en la aplicación del filtro a data agregada y a data desagregada. La ventaja de la metodología que utilizan Maravall y del Río es que les permite calcular la función de ganancia del filtro de Hodrick-Prescott, es decir, pueden aproximar el porcentaje de ciclos que logra capturar el filtro a partir de diferentes valores del parámetro de suavización (l). Se encontró que uno de los criterios para elegir el parámetro, más general, simple y fácil de elaborar era elegir aquel parámetro de suavización que permita mantener la duración de los ciclos con el cual se obtiene una ganancia del filtro de 50%.

La extracción de los ciclos de una serie sólo puede realizarse de manera parcial, es por esto que este criterio busca aquel que logre capturar al menos el 50% de los ciclos. Por ejemplo: con un λ trimestral de 1 600 se obtiene una ganancia de 50% para un ciclo de 10 años, es decir, se extraen aproximadamente el 50% de los ciclos de duración de 10 años. Este porcentaje cae cuando la duración del ciclo es menor.

En general, se puede decir que los ciclos que duren de 6 a menos años serán excluidos de la tendencia por lo difícil de su extracción, mientras que los ciclos con duraciones de 16 años para arriba de todos modos serán incorporados.

La aplicación de esta regla evidenció que los valores propuestos del parámetro λ por Hodrick y Prescott : 100 , 1600 y 14400 para datos anuales, trimestrales y mensuales respectivamente son inconsistentes, dado que se encuentra que utilizar un valor de 100 para datos anuales tiene implícito que la duración referencial de un ciclo es aproximadamente 20 años, que implica 80 trimestres. Y el correspondiente λ trimestral que permite obtener los mismo resultados sería de 251999.

Por otro lado, el utilizar un valor de 1 600 para datos trimestrales tiene implícito un ciclo que dura 10 años aproximadamente y garantiza la extracción del 50% de los ciclos. El correspondiente λ anual y mensual sería de 7 y 129119 respectivamente.

Los autores indican que finalmente la elección del parámetro es arbitraria y debe ir de acuerdo con el interés del analista quien conoce mejor la serie que quiere analizar y por lo tanto deberá elegir un parámetro consistente con la duración de su ciclo.

- *Método de la tendencia segmentada (TS)***:** El método de la tendencia lineal asume una tendencia determinística lineal, que puede cambiar entre sub-periodos para recoger cambios estructurales. Así, este método asume que la tasa de crecimiento del producto potencial cambia debido a quiebres estructurales ocurridos en momentos específicos, pero es constante entre esos momentos[15].

  El punto clave en este método es la identificación de las fechas de quiebre, lo cual puede ser estadísticamente difícil de identificar. En algunos casos, se necesita tiempo para que los efectos de un shock discreto, conocido de antemano, se evidencie en la evolución de la economía[16].

- *Método de suavización no paramétrico (SNP)*[17]*:*Este método fue desarrollado por Coe y McDermott (1997) y consiste en extraer la tendencia de una serie utilizando un promedio móvil ponderado, donde las ponderaciones se calculan a partir de una función denominada kernel.

  La ventaja de este método es que no se requiere establecer ex ante el parámetro de suavización, sino que se utiliza un procedimiento que asegura que el grado de suavización sea consistente con las propiedades cíclicas de la serie observada. La desventaja es que requiere que se utilice una muestra "suficientemente grande" para obtener mejores resultados.

- *Filtro de Baxter y King (BYK***)** Baxter y King (1995), definen un filtro basado en promedio móviles que busca eliminar los componentes cíclicos de una serie que tenga duraciones menores a 3 años y mayores a 8 años. Al excluir los primeros se eliminan los componentes estacionales y aleatorios de una serie ("ruido de corto plazo plazo), en tanto que la exclusión de componentes cíclicos mayores a 8 anos implica eliminar el componente tendencial (el de largo plazo). Como resultado se obtiene una serie filtrada con componentes cíclicos de duración entre 3 y 8 anos, intervalo de tiempo que corresponde a la duración que usualmente muestran los ciclos económicos.

  Al igual que en el caso del HP, uno de los principales problemas de este método es que el filtro es calculado como un promedio móvil y por lo tanto no tiene información necesaria para los comienzos de la muestra.

  Sin embargo, a diferencia del filtro de HP, la pérdida de información es más clara (siempre se pierden tres años al inicio y al final de la muestra) mientras que en el HP no se puede conocer a priori cuanta información se pierde porque las ponderaciones que utiliza el HP cambian rápidamente cerca de los extremos de la muestra y estas diferencias cambian dependiendo de la frecuencia de la data que se esté utilizando.

- *Métodos univariados de componentes no observados:* Estos modelos buscan aproximar variables no observadas tales como el PBI potencial o la tasa natural de desempleo a partir de las variables observadas. Los modelos desarrollados dentro de este grupo son dos: el método de la descomposición de Beveridge-Nelson y el método univariado de componentes no observados.

- *Descomposición de Beveridge-Nelson (BN):* Este método busca retirar la tendencia de una serie utilizando componentes no observados. Se trabaja con un modelo ARIMA(p,1,q) el cual se descompone en la suma de un *random walk* con constante (componente permanente) y un componente estacionario (transitorio) y asume que se encuentran perfectamente correlacionados.

- *Método univariado de componentes no observados (UC):* Está basado en la técnica del filtro de Kalman. Una de las ventajas del modelo UC es que es bastante flexible puesto que permite incorporar diferentes modelaciones para los componentes no observados. El modelo se resuelve utilizando la forma de espacio-estado (*state space*).

---

[15] Bucacos, Elizabeth. "Tendencia y ciclo en el producto Uruguayo". Documento de Trabajo 01/2001. En: Banco Central de Uruguay. 2001.

[16] Scott, Alasdair. "*Stylised Facts from Output Gap Measures*". Discusion Paper Series DP 2000/07. En: Reserve Bank of New Zeland. 2000.

[17] Ver Coe y McDermott(1997).

A diferencia del método de BN, los componentes son totalmente independientes, lo que implica que mientras que cualquier *shock* sobre los componentes estimados en el método de BN estaría perfectamente correlacionado, en el modelo UC los *shocks* no se correlacionan. Sin embargo, este modelo tiene la desventaja que requiere considerable programación, y sus resultados son frecuentemente sensibles a los valores iniciales propuestos[18].

3.2. Métodos estructurales

Están basados en una teoría económica específica. La principal desventaja de estos métodos es que los requerimientos de información son considerables y generalmente de difícil obtención.

- *Función de producción (FP):* Este método consiste en formar una función de producción en la cual intervienen el stock de capital (K_t), la fuerza laboral (L_t), así como el factor de productividad (A_t). Para el caso particular de Perú se planteó una función tipo Cobb-Dougals que tiene la siguiente forma:

$$(1) \quad Y_t = AL_t^a K_t^b$$

Dado que el nivel de productividad no es medido de forma directa, ésta debe ser obtenida como residuo de la ecuación[19] (1) una vez conocido el valor de los parámetros a y b (participación en la producción de la fuerza laboral y del capital, respectivamente) [20].

Existen dos métodos alternativos para la estimación de estos parámetros. El primero consiste en calcular estos parámetros a partir de las cuentas nacionales, aproximando la participación del capital en las cuentas generadoras de ingreso. El segundo método consiste en hallar una relación de largo plazo entre el producto, el capital y el trabajo, lo cual implica asumir que la economía alcanza un estado estacionario y por lo tanto la productividad es constante.

El producto potencial, bajo esta metodología, es aquél que corresponde al uso normal de los factores, entendiéndose por *normal* el que no excede los límites impuestos por la tasa natural de desempleo. Es así que para calcular el producto potencial, se asume que el crecimiento del factor productividad está compuesto por una tendencia creciente determinística y un componente estocástico correspondiente a las desviaciones del producto por encima o debajo de potencial (brecha de producción)[21].

La tendencia del factor de productividad puede ser calculada empleando filtros estadísticos como el de HP o del BYK. Una vez conocida la tendencia de la productividad se reemplaza en la ecuación original (1) y se obtiene el nivel de producción potencial.

Una de las principales ventajas de utilizar el método de la función de producción es que permite descomponer explícitamente los determinantes del crecimiento económico en término de sus factores contribuyentes, lo cual es de mucha utilidad para los encargados de la política económica puesto que les permite identificar en qué está sustentado el crecimiento económico.

No obstante, existen también desventajas con respecto a este método: muchas veces la información que se requiere para su estimación no es disponible, como el capital. Segundo, no queda claro cuál es el tipo de función de producción que debería utilizarse. Un tercer problema, está asociado al factor productividad, el cual

[18] Cerra, V. y S. Chaman. "*Alternative Methods of estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden*". IMF *Working Paper*. En: International Monetary Fund. 2000.

[19] En la literatura se conoce como el Residuo de Solow. Definida por la porción del producto que no puede ser explicada ni por el capital ni por la fuerza laboral. $A_t = \frac{Y_t}{K_t^{1-a} L_t^a}$.

[20] Se asume que la función tiene retornos constantes a escala lo que implica que $a + b = 1$.

[21] Scacciavilliani y Swagel, Op. cit.

no es observable directamente y tiene que aproximarse utilizando filtros estadísticos, por lo que todos los sesgos de los filtros son traspasados a la estimación de la FP.

- *VAR estructural (SVAR):* Esta metodología considera las relaciones existentes entre el producto y la inflación para distinguir aquellos movimientos transitorios de los permanentes[22].

  Está basada en el trabajo de Blanchard y Quah (1989), el cual descansa en el supuesto que dos series estacionarias -la tasa de crecimiento del producto y la tasa de desempleo- son afectadas por dos tipos de perturbaciones o *shocks*, uno de demanda y otro de oferta.

  El VAR es estructural en la medida en que se imponen restricciones a los efectos de largo plazo de los choques, mientras que sus efectos en el corto plazo no se encuentran restringidos. En este caso, el choque de demanda no tiene efectos permanentes sobre la tasa de crecimiento del producto, mientras que el choque de oferta ejerce una influencia que no se disipa en el largo plazo y que está ligado a una función de producto potencial. Siguiendo a DeSerres et al. (1995), la metodología puede extenderse utilizando variables alternativas a la tasa de desempleo.

  De esta forma, el producto potencial es generado a partir de los choques permanentes que afectan a la tasa de crecimiento del producto efectivo, mientras que los choques transitorios son los que ocasionan el ciclo económico.

  Para utilizar este método en la estimación del producto potencial debe encontrarse empíricamente que un choque de oferta positivo lleva a un aumento permanente en el nivel del producto y no a una caída. Mientras que un choque positivo de demanda lleva a un mayor producto sólo en el corto plazo[23].

  El método presenta algunas limitaciones, siendo la principal la posibilidad de omisión de variables relevantes, lo cual puede llevar a encontrar choques no identificados nominales o de demanda[24]. Otro punto es que los resultados son sumamente sensibles al número de rezagos elegido al estimar el VAR, lo que le resta estabilidad.

3.3 Métodos multivariados

Estos métodos intentan introducir a los métodos no estructurales, elementos de estructura económica, en la medición de la brecha del producto[25] y enfatizan el rol de la brecha de producto como un indicador de presiones inflacionarias.

Las ventajas de estos modelos son: en primer lugar, los resultados de la brecha de producción tienen una interpretación más económica que estadística; en segundo lugar, dado que las relaciones estructurales a las que se hacen referencia incluyen por lo general variables como la inflación, desempleo o capacidad instalada (que implícitamente contienen información sobre las brechas) los resultados son más consistente con los resultados empíricos.

En esta línea se han desarrollado el filtro multivariado de Hodrick Prescott, la descomposición multivariada de Beveridge Nelson y el método multivariado de componentes no observados.

[22] Por ejemplo, un crecimiento rápido del producto sin generar presiones inflacionarias implica que la economía se encuentra por debajo de su nivel potencial, sin embargo, si se incrementa la inflación, la economía estaría por encima de su nivel potencial.
[23] Ibid.
[24] Misas, M. y C. Posada. "Crecimiento y ciclos económicos en Colombia en el siglo XX: el aporte de un VAR estructural". En: Banco de la República. Colombia, 2000.
[25] Por ejemplo, mediante la adición de relaciones como la Ley de Okun y/o la Curva de Phillips.

3.4 Métodos de estimación del PBI potencial utilizados en otros países

Gallegos y Johnson (2001) en su revisión sobre las estimaciones del PBI potencial para diferentes Bancos Centrales de países desarrollados y organismos internacionales señalan que al parecer las entidades interesadas en generar proyecciones del producto potencial, tienden a utilizar varios enfoques, en lugar de uno sólo. Ello se explica por un reconocimiento general que los enfoques de los diferentes métodos tienden a generar estimaciones bastante imprecisas del nivel de la brecha de producción y por ello es recomendable utilizar diferentes tipos de metodologías. Asimismo, los autores notan cierta popularidad de la utilización de enfoques estadísticos de filtros que utilizan aproximaciones multivariada.

Así por ejemplo, el Banco de Canadá tiene como método principal de estimación del producto potencial un filtro de Hodrick Prescott multivariado[26] pero a la vez se han revisado estimaciones de una función de producción, tendencias lineales y filtros estadísticos simples. El Banco de Inglaterra utiliza un método multivariado basado en el filtro de Kalman como principal guía y además utiliza métodos como el de función de producción y vectores autorregresivos estructurales para poder comparar los resultados obtenidos con su principal herramienta. En países de la región, se observa que no existe un único método de estimación del producto potencial, y en la mayoría de los casos se comparan los resultados de diversas metodologías que consisten básicamente en filtros estadísticos y métodos estructurales.

En el cuadro 2 se muestra los métodos revisados y utilizados en algunos países de la región En casi todos los países se hace uso del conocido filtro de Hodrick- Prescott y de la función de producción. El uso de métodos multivariados todavía no ha sido implementado por la mayoría de países.

Cuadro 2: Metodologías de estimación del PBI potencial revisadas y utilizadas en países de la región

Países	Metodología
Brasil	- Función de producción - Hodrick Prescott
Chile	- Función de producción - VAR estructural - Método de componentes no observados - Hodrick-Prescott
Colombia	- VAR estructural - Función de producción - Hodrick-Prescott
Ecuador	- Función de producción - Hodrick-Prescott
Uruguay	- Función de producción - Tendencia segmentada - Hodrick-Prescott
Venezuela	- Función de producción

Fuente: diversos estudios de los Bancos Centrales de cada país.
Elaboración: propia.

[26] Ver Butler (1996) para más detalle sobre esta estimación.

4. Métodos aplicados al caso peruano

En este trabaja se aplicaron 5 métodos no estructurales: HP, TS, SNP, BYK, y BN, y 2 métodos estructurales: FP y SVAR[27].

Se utiliza una muestra anual que va desde 1950 hasta el 2001, pero para evitar las distorsiones en los extremos de la muestra, se incorporó información adicional hasta el 2005, asumiendo unas tasas de crecimiento del producto de 3,7; 5,0 y 5,5 por ciento para el período 2002- 2005, respectivamente[28].

4.1 Resultados

- *Filtro de Hodrick-Prescott:* se utilizó un parámetro de suavización igual a 7[29]. A modo de comparación se utilizó también el parámetro de suavización recomendado por Hodrick y Presott para datos anuales $(l = 100)$.

  En el anexo 2, se muestran los gráficos de las estimaciones de la brecha de producto que varían dependiendo de la elección del parámetro de suavización. A mayor valor del parámetro, se da un mayor peso a la suavidad de los cambios en la tendencia de la serie y por lo tanto, se obtienen fluctuaciones más pequeñas en el crecimiento del PBI potencial y mayores fluctuaciones en la estimación de la brecha de producción. Así por ejemplo, con un parámetro de suavización de 1000, se obtiene una tasa de crecimiento potencial que varía de 1,3% en 1987 a 2,3% en 1995, y con el parámetro sugerido para datos anuales (100) se pasa de un crecimiento de 0,0% a 3,3% en el mismo período respectivamente. Mientras que utilizando un parámetro de suavización de 7 se pasa de un crecimiento potencial de 0,0% en 1987 a 7% en 1995. Por otro lado, a menor valor del parámetro de suavización, se obtienen una volatilidad del producto potencial más similar a la del producto efectivo. Por ejemplo, en 1993, el crecimiento del producto efectivo fue de 4,8%, y el crecimiento del producto potencial utilizando un $l = 1000$, 100 y 7 fue de 2%, 2,3% y 4,2%, respectivamente.

- *Método de la tendencia segmentada*: se identificó tres quiebres estructurales en la tendencia del producto potencial peruano durante el período 1951-2001, correspondiente a los años 1974, 1987 y 1992, identificando tasas de crecimiento del producto potencial del orden de 5,4%, para el período 1951-1974; 1,8% para el período 1975-1987; -2,3% , para el período 1988-1992; y 4,2% para el período 1993-2000.

- *Método de suavización no paramétrico:* el tamaño de la ventana de datos resulta ser de 2 años (la duración promedio del ciclo), estimando un producto potencial muy similar al producto efectivo, lo que lleva a obtener brechas muy cercanas a cero y fluctuantes[30].

- *Filtro de Baxter y King:* Los resultados obtenidos con el filtro de BYK parecen ser muy similares a los obtenidos con el filtro de HP.

- *Descomposición de Beveridge-Nelson:* el mejor modelo ARIMA de la diferencia del producto peruano para el período 1950-2001 resultó ser un ARMA(0,1).

- *Función de Producción:* dado que no existe una serie de stock de capital fue necesario estimarla. Para ello, se estimó un ratio inicial de capital producto de 2,2 para el año 1950. El acervo de capital para el resto de años se

[27] La aplicación del método de componentes no observados y los métodos multivariados no se realizó para este trabajo dado que todavía se está revisando la metodología. Se espera presentar el resultados de los mismo en un próximo trabajo.

[28] En el anexo1 se muestran los gráficos del PBI potencial, el crecimiento de este y la brecha de producción estimada por cada método.

[29] Pues tal como se indicó en el recuadro 1 este implica un ciclo económico de 10 años y se considera que éste está más asociado con las característica de la economía peruana.

[30] Coe y Mcdermott (1997), encontraron en su estudio para 13 países del Asia, con data trimestral, que el tamaño de la ventana de datos típicos es de 7 a 9 años, sin embargo, encuentran casos extremos como una ventana de 3 años para Tailandia y otra de 14 años para el caso de Nueva Zelanda.

calcula con el método de inventarios perpetuos considerando la inversión bruta fija[31] y una tasa de depreciación. Cabe indicar que se utiliza una tasa de depreciación anual de 5 por ciento[32].

Para el caso del factor trabajo, se utilizó la PEA total estimada por el INEI[33], correspondiendo los datos anuales a la tasa de crecimiento promedio anual reportada por quinquenios; en las décadas de los cincuenta y sesenta se utilizó la tasa de crecimiento promedio anual intercensal. Se calculó que la participación del factor trabajo en el producto (coeficiente a de la función de producción) asciende aproximadamente a 0,49. Este valor es el promedio de las participaciones, de acuerdo a cuentas nacionales, correspondiente al período 1950-2000[34].

Cabe indicar que en diferentes estudios aplicados a la economía peruana, las estimaciones de la participación del factor trabajo en el producto varía entre 0,31 a 0,65. La tendencia del factor productividad fue calculada utilizando el filtro de HP con un parámetro de suavización igual a 7. Ver cuadro 3.

Cuadro 3: Otras estimaciones del coeficiente de participación del trabajo

Estudio	Método	Estimado de a
Vega-Centeno (1997)	Tomado de Elías (1993)	0,35
Seminario y Beltrán (1998)	Cointegración de Johanses-Juselius y Stockwatson	0,60
Calvo y Bonilla (1998)	Cointegración de Johanses-Juselius	0,24 y 0,29
Vallejos y Valdivia (1999)	Cointegración de Johanses-Juselius	0,31
Instituto Peruano de Economía (2001)	Cointegración de Johanses-Juselius	0,36
Carranza, Fernández-Baca y Morón (2001)	Cointegración de Johanses-Juselius	0,56

Fuente: los estudios citados.

Como se mencionó anteriormente, una de las ventajas de utilizar la función de producción es que se puede realizar ejercicios de contabilidad de crecimiento potencial, el cual muestra la importancia relativa en el crecimiento potencial de la acumulación de los factores de producción, capital y trabajo, así como del factor productividad potencial , los resultado se muestran en el recuadro 2 .

[31] La variable relevante para el cálculo del stock de capital sería la inversión bruta fija no residencial. Sin embargo, dado que no se dispone de esta variable se utilizó la inversión bruta interna, que incluye inventarios e inversión residencial, componentes que por su naturaleza no contribuyen a incrementar la capacidad productiva.

[32] El método de inventarios perpetuos consiste en estimar el stock de capital usando la siguiente ecuación: $K_t = (1-d)K_{t-1} + I_{t-1}$,donde I es la inversión bruta fija y d es la tasa de depreciación.

[33] La variable relevante es la PEA ocupada, sin embargo, debido a la no disponibilidad de información se hizo necesario reemplazar esta variable por la PEA.

[34] Esta estimación fue hecha por el Departamento de Análisis de Precios y del Sector Real. Adicionalmente, se trató de estimar el valor de estos parámetros utilizando el método de cointegración, sin embargo los resultados no fueron satisfactorios dado que no se encontró una relación estable.

Recuadro 2
CONTABILIDAD DE CRECIMIENTO POTENCIAL

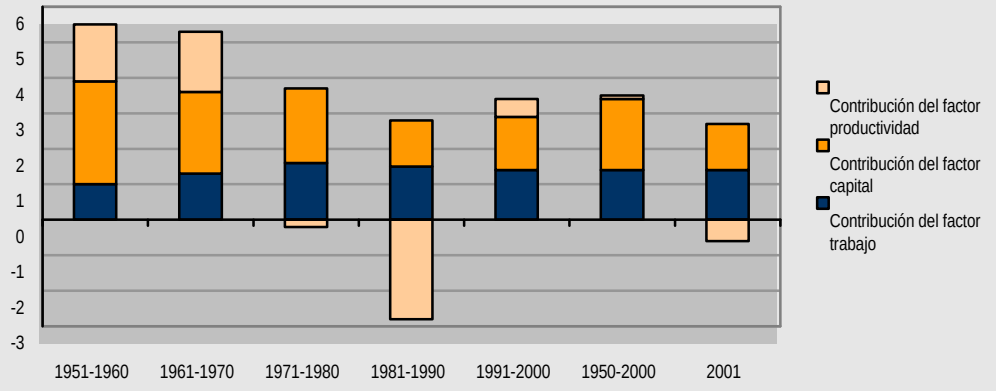
El ejercicio de contabilidad de crecimiento potencial permite identificar los factores que subyacen al crecimiento económico ya que muestra la importancia relativa de la acumulación de los factores de producción, capital y trabajo, así como del factor productividad potencial.

El ejercicio muestra que el crecimiento potencial promedio de la actividad económica en los últimos cincuenta años (3,5 por ciento) ha sido impulsado fundamentalmente por la acumulación de factores de producción y, en menor medida, por ganancias de productividad. El capital y el trabajo explican 2,0 y 1,4 puntos porcentuales del crecimiento del producto, en tanto que la contribución de la productividad potencial factorial total es marginal (0,1 puntos porcentuales).

La acumulación de capital y el aumento de la fuerza laboral son necesarios más no suficientes para explicar el crecimiento sostenido del ingreso per cápita. Los resultados muestran que en la década de los ochenta, a pesar del aumento del capital y trabajo, que contribuyeron en conjunto con 2,8 puntos porcentuales a la variación del PBI potencial , éste disminuyó a una tasa media anual de 0,1 por ciento, por una reducción de la productividad potencial (-2,8 por ciento). Este resultado, así como el registrado en la década de los setenta, determinó que en los últimos cincuenta años la productividad total factorial sólo aumentara marginalmente.

En la década de los noventa se registró una ligera recuperación de la productividad potencial factorial total (0,5 puntos porcentuales) , en un contexto en que inicialmente se aplicaron reformas estructurales dirigidas a que el mercado determine la asignación de recursos de la economía y se enfrentó un contexto internacional favorable, caracterizado en particular por la afluencia de capitales del exterior, para posteriormente enfrentar *choques* exógenos y un ambiente de incertidumbre política que ha afectado el crecimiento de la economía.

Gráfico 3
Contabilidad de Crecimiento Potencial
(Variación porcentual promedio anual)

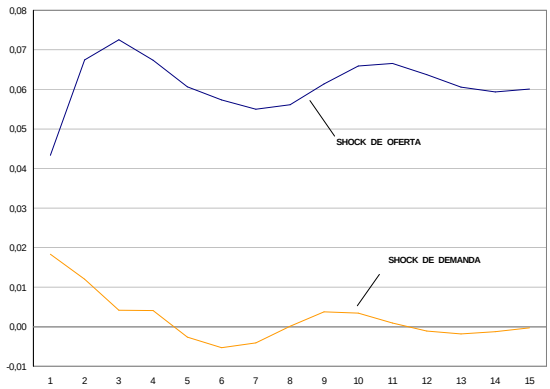


- *VAR estructural:* se trabajó con dos modelos diferentes, el primero (Modelo 1) considera sólo dos variables: el producto y el Índice de Precios al Consumidor. El segundo modelo (Modelo 2) utiliza el producto, la PEA total y la inversión bruta fija.

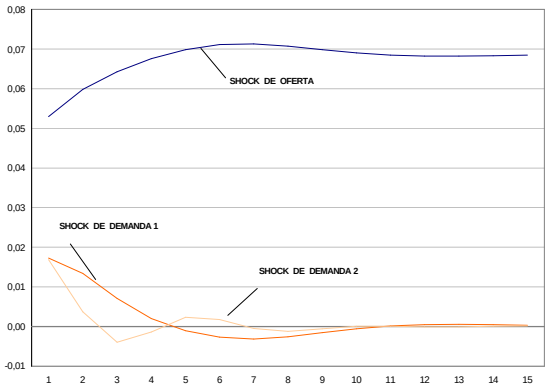
  En el gráfico 4 se muestra las funciones de impulso respuesta de cada uno de los modelos. Los resultados van de acuerdo con lo esperado. Los choques de oferta ocasionan efectos positivos de largo plazo sobre el

producto, sin embargo, los choques de demanda tienen sólo un efecto positivo de corto plazo sobre el producto.

Gráfico 4: Respuesta acumulada del PBI ante shocks de oferta y demanda



MODELO 1



MODELO 2

Como se puede observar en los gráficos del anexo 2 , las estimaciones del PBI potencial que se obtienen con estos dos modelos no son exactamente iguales. En general, el producto potencial estimado con el SVAR_2 es más similar al producto efectivo por lo que estima brechas de menor magnitud.

Los resultados encontrados con estos dos modelos muestran la sensibilidad del método SVAR ante diversas especificaciones del sistema. Los resultados pueden dar interpretaciones bastante diferentes sobre el estado de la economía, pudiendo llevar a decisiones equivocadas. En los dos casos analizados, las estimaciones del modelo con tres variables parecen ser los que más se aproximan a la historia peruana y guarda mayor relación con los otros métodos.

4.2 Resumen comparativo

En el cuadro 4 se presenta un resumen comparativo de los resultados obtenidos. Se muestra las diferentes medidas de la brecha de producción y la variación del PBI potencial para 4 períodos: 1951-1974, 1975-1987, 1988-1992 y 1993-2000. Estos períodos corresponden a los puntos de quiebre hallados a partir del método de la tendencia segmentada.

4.2.1 Estimaciones del crecimiento del producto potencial

Los métodos aplicados reportan resultados similares para el crecimiento del PBI potencial en el período 1951-2001. Todos los métodos estiman una tendencia decreciente del crecimiento potencial hasta el año 1992, a partir del cual el crecimiento potencial comienza a recuperarse.

Tanto el método de HP como el BYK son los que presentan las fluctuaciones más suaves del crecimiento potencial a diferencia de los otros 5 métodos que presentan un patrón más volátil.

En el primer sub período, todos los métodos coinciden en presentar tasas de variaciones promedio anuales positivas y altas (alrededor de 5%). Estas tasas altas de crecimiento potencial son producto del crecimiento sostenido que presentó la economía peruana durantes este sub período y que sólo fue interrumpido por períodos

breves debido a *shocks* externos (1985-1959 y 1966-1967) pero que finalmente no afectaron al producto potencial.

En el segundo sub período, se observa una desaceleración del producto potencial estimándose tasas de variación promedio anual alrededor del 2,0% (siendo los métodos de SNP, y el de BN, los que presentan las tasas más altas, 2,4 y 2,7%, respectivamente).

Durante esta época, la economía peruana afrontaba una crisis económica producto del manejo económico del régimen militar pasado, *shocks* externos como el fenómenos del Niño y la adopción de medidas proteccionistas que alejaron capital externo e interno del país. Y, a pesar de registrarse tasas de crecimiento del PBI efectivo de 10,0% y 8,0% en 1986 y 1987, respectivamente, estos eran producto de la aplicación de medidas económicas insostenibles (controles de precios, emisión inorgánica), es por esto que el crecimiento potencial estimado por todos los métodos para estos años no se ve incrementado de la misma manera, reflejando la transitoriedad e inviabilidad del mismo.

Entre 1988 y 1992 el país sufrió la peor crisis económica desde 1950. No pudo recuperarse del período anterior y además el mal manejo de la política económica durante los últimos años del sub período anterior empezaron a mostrar sus implicancias: un proceso hiperinflacionario y una fuerte recesión. Esto afectó seriamente al crecimiento del producto potencial durante este sub período, coincidiendo todos los métodos en indicar tasas de crecimiento potencial promedio anual negativas.

En el cuarto sub período, la situación económica del país empieza a recuperarse debido a la implementación de reformas estructurales que se dieron a principios de la década. Es así que esta misma recuperación se observa en las tasas de crecimiento del producto potencial.

Todos los métodos estiman tasas de crecimiento potencial promedio anual positivas alrededor del 4%. Todavía no se han alcanzado las tasas registradas durante el primer sub período, principalmente debido a que durante los últimos años del último sub período el país ha sido afectada por crisis externas (1998 y 1999) de las cuales todavía no se ha podido recuperar y a eso se ha sumado un ambiente de incertidumbre política que ha afectado las perspectivas de crecimiento de la economía.

4.2.2 Estimaciones de la brecha de producción

Respecto a las estimaciones de la brecha de producción se pueden observar mayores diferencias entre los métodos en cuanto a magnitudes. Tal como se observa en los gráficos del anexo 2, se obtienen diferentes comportamientos para la brecha de producción, siendo los más volátiles los resultados obtenidos con el método SNP y el de BN.

La mayoría de los métodos estiman que la brecha de menor magnitud se da en 1983,. En el caso de la brecha de mayor magnitud, a excepción del método TS, todos los métodos coinciden en señalar al año 1987.

En el cuadro 4, se pueden observar las diferencias entre métodos a nivel de sub períodos. Para el primer sub período, todos los métodos, a excepción de los SVAR, presentan brechas positivas aunque de pequeña magnitud (alrededor de 0,1%), siendo 0,6% el mayor valor estimado (BN). En el segundo sub período, nuevamente, la mayoría de métodos estiman brechas promedios positivas que van desde 0,2% (SNP) hasta 1,2% (SVAR_3).

En el tercer sub período, todos los métodos estiman brechas promedio anuales negativas. Finalmente, en el último sub período todos los métodos, a excepción del SVAR_3, coinciden en presentar brechas promedios positivas que varían desde 0,1% (SNP) hasta 4,2% (TS).

En el cuadro 5, se presentan las estimaciones de la brecha de producción para el año 2001 y la proyección del año 2002.

Cuadro 4
ESTIMACIONES DEL PRODUCTO POTENCIAL Y DE LA BRECHA DE PRODUCCIÓN (*)

Período	Crec. PBI efectivo	MÉTODOS ALTERNATIVOS															
		Hodrick-Prescott		Tendencia segementada		Suavización no paramétrica		Baxter y King		Beveridge-Nelson		Función de producción		VAR Estructural *3 variables*		VAR Estructural *2 variables*	
		Crec. PBI potencial	Brecha (%)	Crec. PBI potencial	Brecha (%)	Crec. PBI potencial	Brecha (%)	Crec. PBI potencial	Brecha %)	Crec. PBI potencial	Brecha (%)	Crec. PBI potencial	Brecha (%)	Crec. PBI potencial	Brecha (%)	Crec. PBI potencial	Brecha (%)
1951-1974	5,5	5,3	0,0	5,4	0,0	5,3	0,0	5,3	0,1	5,3	0,6	5,3	0,1	5,2	-0,9	5,4	-0,2
1975-1987	2,6	1,9	0,6	1,8	1,0	2,4	0,2	2,0	1,0	2,7	-0,5	1,9	0,7	2,4	1,2	2,1	1,1
1988-1992	-4,9	-1,6	-2,6	-2,3	-5,1	-3,7	-0,9	-1,8	-2,5	-4,4	-2,2	-1,5	-2,6	-3,0	-1,1	-3,0	-2,8
1993-2000	4,8	4,1	0,8	4,1	4,2	4,5	0,1	4,1	0,6	4,6	0,5	4,2	1,1	4,5	-0,3	4,3	0,6
1951-2000	3,5	3,5	0,0	3,5	0,4	3,5	0,0	3,5	0,2	3,2	0,0	3,5	0,2	3,3	-0,2	3,2	0,0

(*) La brecha de producción se calcula como la diferencia entre el producto efectivo y el potencial respecto al potencial.

Cuadro 5
BRECHAS DE PRODUCCIÓN: 2001-2002
(En porcentaje)

Período	MÉTODOS ALTERNATIVOS							
	Hodrick-Prescott	**Tendencia segmentada**	**Suavización no paramétrica**	**Baxter y King**	**Beveridge-Nelson**	**Función de producción**	**VAR estructural *(3 variables)***	**VAR estructural *(2 variables)***
2001	-2,1	-3,0	-1,0	-1,7	-1,4	-2,5	-1,5	0,2
2002*	-1,3	-3,8	-0,4	-1,1	0,8	-1,3	-1,0	0,7

* Proyección

4.3 Comparaciones

4.3.1 Puntos de quiebre

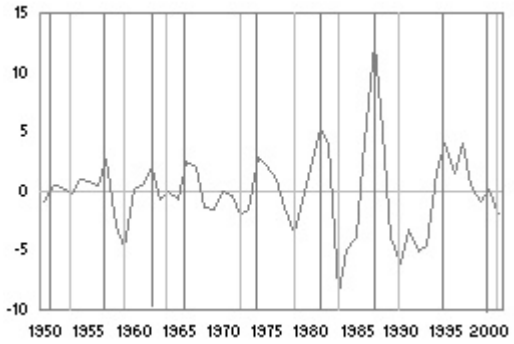
En la gráfico 5 se presentan las brechas de producción estimadas con cada método y se señala los picos y fondos de cada uno. La línea más fuerte hace referencia a un pico y la línea más clara señala un fondo[35].

Ningún método identifica exactamente igual todos los puntos de quiebres (picos y fondos). Los métodos más similares en cuanto a identificación de las fechas de quiebres son el HP, TS y FP. En cuanto al número de ciclos (pico-fondo-pico) encontrados durante todo el período analizado, los métodos de HP, BYK y FP coinciden en señalar la existencia de 8 ciclos que se dan en períodos muy similares. El método de TS y SVAR_3 señalan 6 ciclos aunque estos no se dan en fechas similares.

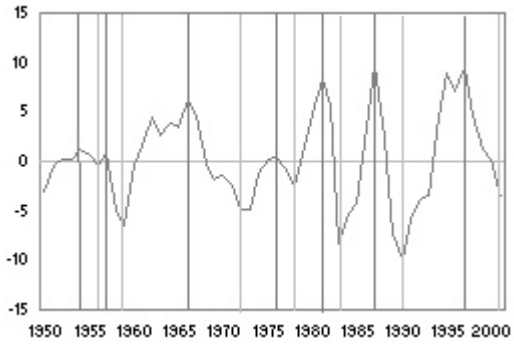
Por otro lado, los métodos SNP y BN son los que más picos y fondos identifican encontrando un número mucho mayor de ciclos (15 y 11 respectivamente) de muy corta duración.

Gráfico 5: Picos y fondos en la brecha de producción

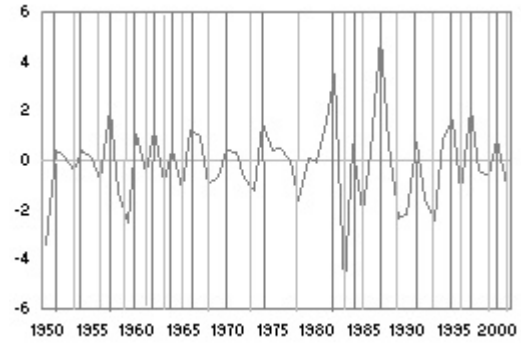
1) HP



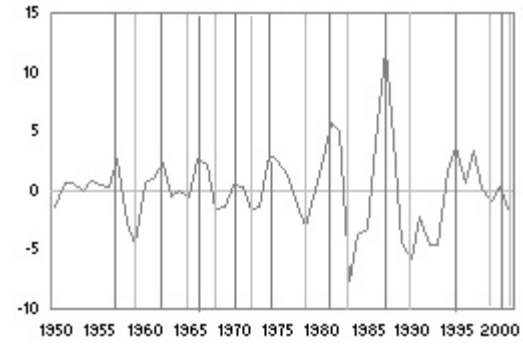
2) TS



3) SNP

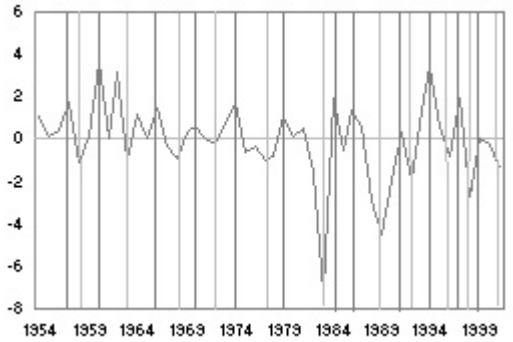


4) BYK

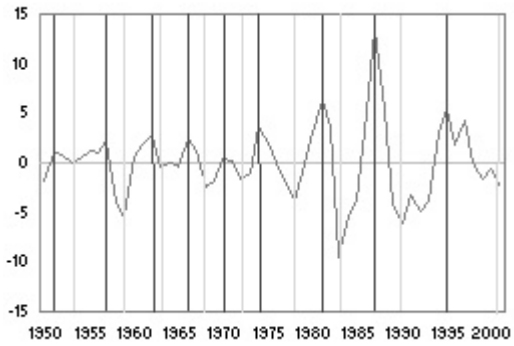


[35] Un *pico* se define como el máximo valor de la brecha de producción durante el período en que el producto se encuentra por encima de su potencial (es decir, brecha positiva). Lo contrario se aplica para la definición de un *fondo,* el cual se define como el menor valor de la brecha de producción dentro del período en que el producto se encuentre por debajo de su potencial. En el caso que se encuentre dos puntos de igual magnitud en el mismo ciclo de la brecha de producción, el primero de ellos se usa como punto de quiebre.

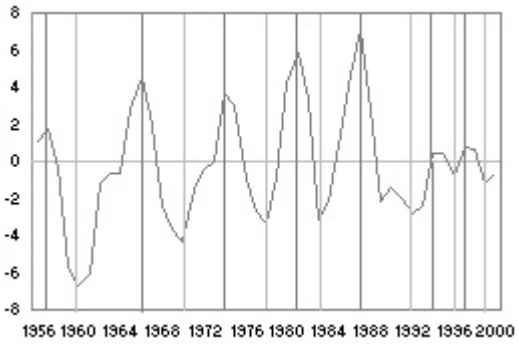
5) BN



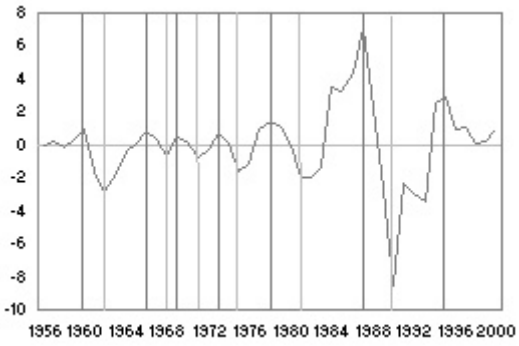
6) FP



7) SVAR_3



8) SVAR_2



4.3.2. Duración y magnitud de las expansiones y recesiones

La etapa expansiva de un ciclo económico se define como la fase en la cual la brecha de producción se recupera luego de haber caído a su máximo nivel. La fase de recesión se define como la etapa en la cual la brecha de producción empieza a declinar luego de haber alcanzado su nivel máximo[36].

[36] De este modo, la duración de la etapa expansiva vendría dado por el período de tiempo entre un fondo y un pico, y la duración de la etapa recesiva por el período de tiempo entre un pico y un fondo. La magnitud de la fase expansiva (contractiva) es la distancia de un fondo (pico) a un pico (fondo).

Cuadro 6: Duraciones y magnitudes promedio de las diferentes medidas de la brecha de producción

Método	Fase contractiva		Fase expansiva	
	Duración (años)	Magnitud (%)	Duración (años)	Magnitud (%)
HP	3	-6,80	3	7,34
TS	3	-9,73	4	10,26
SNP	2	-3,11	1	3,18
BYK	3	-7,30	3	6,69
BN	2	-3,50	2	3,59
FP	3	-7,74	3	7,66
SVAR_3	3	-6,67	4	7,25
SVAR_2	2	-4,02	3	4,40
Promedio	3	-6,90	3	7,06

La duración promedio de la fase expansiva estimada por los diferentes métodos se encuentra entre 1 y 4 años, mientras que la fase recesiva se encuentra dentro de un rango de 2 a 3 años. Los métodos de HP, BYK y FP estiman una duración promedio de 3 años tanto para la fase expansiva como para la recesiva, mientras que los métodos de SVAR y TS estiman una duración promedio mayor de las expansiones respecto a las recesiones.

La magnitud promedio de los ciclos estimados por los diversos métodos es de 7. Siendo el método de TS es el que mayor magnitud estima tanto para la fase expansiva como recesiva. Por otro lado, los métodos de SNP y BN son los que estiman los ciclos de menor duración y menor magnitud promedio.

4.3.3. Correlaciones y concordancias entre métodos

Es interesante conocer si para un determinado momento en el tiempo, las diferentes medidas de la brecha de producción dan señales consistentes sobre el estado de las presiones de demanda en la economía. Asimismo, si tienden a coincidir en el signo de la brecha (positivo o negativo). Se usan básicamente dos herramientas para medir esto: las correlaciones y el índice de concordancia[37].

Correlaciones: el análisis de correlaciones permite identificar el grado en que las diferentes medidas presentan los mismos "co-movimientos", es decir en que proporción se mueven de la misma manera.

En general, se encuentran correlaciones significativas entre los resultados de los diferentes métodos, con excepción del de BN que en la mayoría de los casos presenta un coeficiente de correlación menor a 0,5.

[37] Claus, Iris y et. al . Op. cit.

Cuadro 7: Correlaciones entre las brechas de producción estimadas bajo diversos métodos

Métodos	HP	TS	SNP	BYK	BN	FP	SVAR_3	SVAR_2
HP	1,00	0,88	0,85	0,99	0,39	0,99	0,69	0,48
TS		1,00	0,72	0,87	0,35	0,87	0,59	0,41
SNP			1,00	0,88	0,55	0,83	0,53	0,39
BYK				1,00	0,41	0,98	0,69	0,47
BN					1,00	0,43	0,09	0,29
FP						1,00	0,68	0,46
SVAR_3							1,00	0,30
SVAR_2								1,00

En particular, los métodos de HP, BYK y FP son los que presentan las correlaciones más altas entre sí, siendo la mayor correlación la obtenida entre los métodos HP y BYK , HP y FP, con un coeficiente de correlación de 0,99 para ambos casos. En segundo lugar está la correlación entre el método FP y BYK, con un coeficiente de correlación de 0,98.

El método de VAR estructural con dos variables presenta correlaciones no muy altas con los otros métodos, siendo la mayor, la obtenida con el método BYK (0,47), en cambio el VAR estructural con tres variables presenta mayores correlaciones con los demás métodos, siendo la mayor, la obtenida con el método HP y BYK (0,69).

Concordancia: se hace uso de un índice estadístico de concordancia, originalmente propuesto por Pagan y Harding (1999).

Este mide la proporción del tiempo en que dos series se encuentran en el mismo estado. Así, el grado de concordancia será 1 si ambas medidas de la brecha de producción tienen el mismo signo para un período determinado. En cambio, tomará el valor de cero si el signo de ambas brechas siempre está alternando[38].

En el cuadro 8 se muestran los resultados de la aplicación de este índice. Tal como se observa, no hay ningún par de métodos que obtengan un índice de concordancia igual a 1, es decir, cada método origina una historia en particular para la evolución del producto potencial peruano.

Sin embargo, el índice en ningún caso es menor a 0,5, lo que indica que al menos no hay contradicciones entre métodos.

[38] Si se denota $S_{i,t}$ a una serie que toma el valor de 1 cuando la serie x_i es positiva y 0 cuando es menor o igual a cero; y de igual modo se define la serie $S_{j,t}$. El grado de concordancia de las series vendría dado por:

$$C_{ij} = T^{-1}\left\{\sum_{t=2}^{T}\left(S_{i,t}.S_{j,t}\right)+\left(1-S_{i,t}\right)\left(1-S_{j,t}\right)\right\}$$

Cuadro 8: Índice de concordancia entre las diferentes estimaciones de la brechas de producción

Métodos	HP	TS	SNP	BYK	BN	FP	SVAR_3	SVAR_2
HP	1,00	0,82	0,76	0,92	0,60	0,82	0,82	0,62
TS		1,00	0,69	0,82	0,60	0,76	0,73	0,58
SNP			1,00	0,80	0,65	0,78	0,64	0,58
BYK				1,00	0,63	0,94	0,76	0,60
BN					1,00	0,63	0,58	0,69
FP						1,00	0,80	0,60
SVAR_3							1,00	0,67
SVAR_2								1,00

El mayor índice de concordancia entre los diferentes pares de brechas de producción es el que se obtienen entre el método de FP y el de BYK con un índice igual 0,94, seguido del HP y BYK que presentan un índice de 0,92.El menor índice (0,58) es el que se obtiene entre los métodos SVAR_2 y TS, y SVAR_2 y SNP.

4.3.4 Descripción estadística de las estimaciones

Los métodos HP, TS, BYK y FP estiman una volatilidad de la tasa de crecimiento del producto potencial muy similar (alrededor de 2,4 desviación estándar) y a la vez menos volátil con respecto a la estimación de la brecha de producción. En el caso de la volatilidad de la brecha de producción, los resultados son también bastantes parecidos, a excepción del de TS que presenta la mayor volatilidad (desviación estándar de 4,84).

Por el contrario, las tasas de crecimiento potencial estimadas con los métodos de SNP, BN y los dos modelos del SVAR son más volátiles con respecto a la volatilidad de su brecha de producción. Los métodos SNP y BN presentan las menores volatilidades de la brecha de producción de todas las estimaciones.

Además, como se observa en el cuadro, en todos los resultados de la brecha de producción se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria por lo que se concluye que todas las brechas de producción estimadas son I(0) para el período 1953-2001.

Cuadro 9: Principales medidas estadísticas de la brecha de producción y el PBI Potencial:1953-2001

MÉTODO	CRECIMIENTO PBI POTENCIAL			BRECHA DE PRODUCCIÓN			
	Media	Mediana	Desviación estándar	Media	Mediana	Desviación estándar	Test de raíz unitaria[1\]
HP	3,41	4,07	2,49	-0,04	-0,01	3,53	-5,40*
TS	3,44	4,23	2,47	0,37	0,36	4,84	-5,19*
SNP	3,42	4,05	3,70	-0,07	0,08	1,67	-6,23*
BYK	3,41	3,94	2,60	0,12	0,22	3,37	-5,78*
BN	3,44	4,07	4,60	-0,04	0,06	1,89	-6,39*
FP	3,43	4,07	2,51	0,06	0,02	3,88	-6,19*
SVAR_3	3,37	3,81	4,17	-0,27	-0,68	3,02	-5,12*
SVAR_2	3,40	3,59	3,63	0,03	0,17	2,35	-5,42*

1\ Test de Dickey Fuller Aumentado: (*) indica el rechazo de la hipótesis de presencia de raíz unitaria al 5 por ciento de significancia.

4.3.5. Estabilidad de los estimados

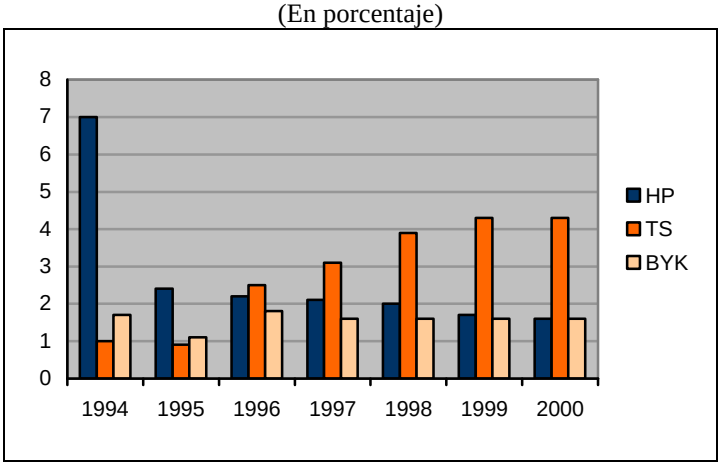
Tal como señalan Chagny y Döpke (2001) uno de los puntos más importantes en la estimación de una brecha de producción es la estabilidad de la misma al pasar el tiempo.

Como se mencionó en el marco teórico, uno de los problemas de los métodos no estructurales como HP, TS y BYK es la inestabilidad que presentan los resultados estimados bajo estas metodologías en los extremos de la muestra.

Para ilustrar la magnitud de este problema, se realizó un ejercicio que consistió en la estimación de la brecha de producción para un año determinado (1994), agregando cada vez un año más de información, de tal forma que se puede observar como varía la estimación conforme se tiene mayor información posterior a la fecha que se desea analizar.

Gráfico 6: Resultados de la brecha de producción del año 1994 calculado con diferentes tamaños de muestra.

(En porcentaje)



En el gráfico 7 se muestran los resultados para la brecha de producción de 1994. Como se puede apreciar, los resultados estimados por el método de HP son bastante volátiles al principio, pasando de estimar una brecha de 7%, con información solo hasta 1994, a una brecha de 1,6%, con información hasta el 2000. Es a partir, del cuarto año adicional de información en el que el resultado del método de HP fluctúa menos.

El método TS también presenta un comportamiento fluctuante de la brecha para el año 1994 conforme se tiene mayor información, sin embargo, su fluctuación es ligeramente menor a la del HP se parte de una brecha de 1% y se llega a estimar una de 4,3% con información hasta el 2000.

Con respecto, al método de BYK, tal como se mencionó en el marco teórico, este método también tiene problemas de estimar los extremos de la muestra, sin embargo, son sólo siempre tres años, ya que a partir del cuarto, la brecha se mantiene en su nivel final aunque se incorpore mayor información. Es de notar además, que con este método la fluctuación inicial es bastante pequeña en comparación con los otros dos métodos, partiendo de una valor inicial de 1,7% hasta convergir al valor final de 1,6%.

Es por estos problemas de los extremos de la muestra que se recomienda trabajar con proyecciones. En este trabajo se utilizó proyecciones hasta el 2005, sin embargo, la estabilidad no se garantiza por completo dado que está sujeto al cumplimiento del pronóstico realizado.

Adicionalmente, para ilustrar la importancia de estabilidad de los resultados, se comparó los resultados obtenidos con información anual con los obtenidos con información trimestral. Este es un punto importante para la autoridad monetaria dado que muchas veces es necesario trabajar los modelos económicos con información de menor frecuencia y se debe buscar consistencia en los resultados anuales, trimestrales y mensuales. (Ver recuadro 3 para estimación del PBI potencial trimestral y mensual)

Dado que no se disponía de una serie trimestral desde 1950 para el producto efectivo, se utilizó solo la información trimestral desde 1980. De este modo, se compara los resultados obtenidos de la estimación anual calculada desde 1980 y la suma anual de la estimación trimestral realizada desde 1980.

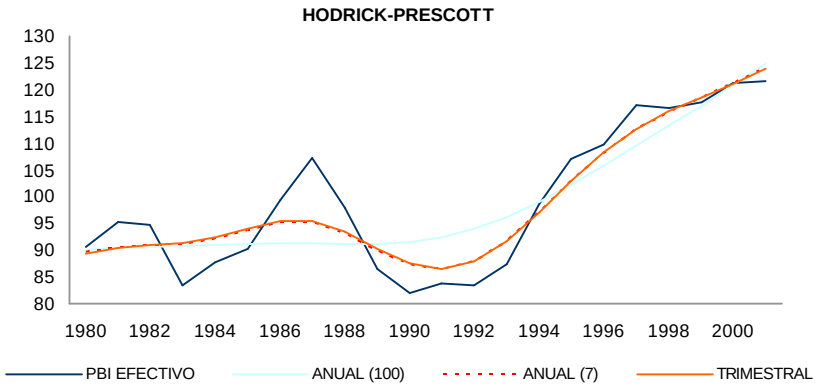
En las gráfico 7 se puede observar los resultados de las estimaciones de producto potencial con los métodos de HP (usando tanto el parámetro sugerido por los autores como el de Maravall y del Río), FP y BYK.

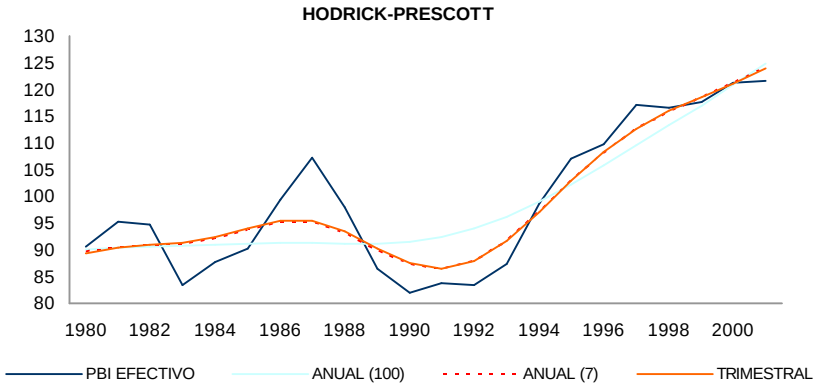
Se puede apreciar que al comparar los resultados de las estimaciones realizadas con data anual con la realizada con data trimestral, es el método de HP usando los parámetros de suavización recomendados por Hodick y Prescott el que mayores diferencias presenta. La suma anual de la estimación del producto potencial trimestral resulta ser más fluctuante que la correspondiente estimación anual. Sin embargo, cuando se utilizan los parámetros de suavización calculados por Maravall y del Río para la estimación anual los resultados son prácticamente los mismos (Ver recuadro 1).

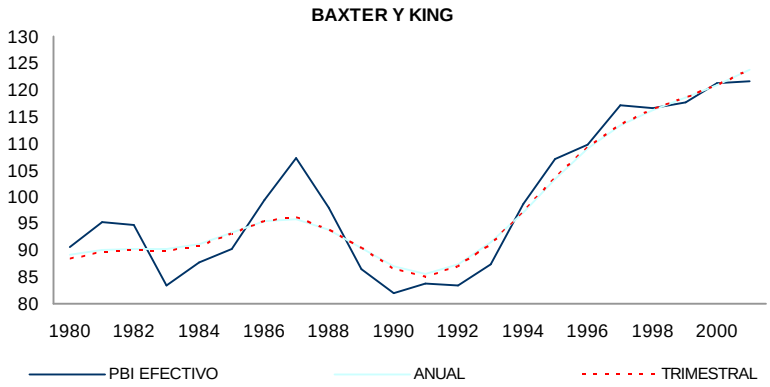
Lo mismo ocurre, en la función de producción pues este utiliza el filtro de Hodrick Prescott para estimar la tendencia del factor productividad y afecta las estimaciones del producto potencial.

Las estimaciones realizadas con el método de BYK son consistentes en sus resultados cuando se trabaja con los datos anuales y trimestrales utilizando en cada caso las ponderaciones y frecuencias establecidas por los autores. Como se ve en el gráfico, las diferencias son prácticamente nulas.

Gráfico 7: Estimaciones del producto potencial con diferentes frecuencias y períodos
(En miles de millones de Nuevos Soles de 1994)







Recuadro 3
ESTIMACIÓN TRIMESTRAL Y MENSUAL DEL PBI POTENCIAL

La autoridad monetaria constantemente estima modelos econométricos para conocer el estado actual y futuro de la economía. La brecha de producción es una de las variables relevantes para la estimación de los mismos y la mayor parte del tiempo dichos modelos se elaboran con una periodicidad baja por lo que se hace necesario contar con estimaciones trimestrales y mensuales de la brecha de producción.

El principal problema en el caso peruano para la estimación trimestral o mensual del producto potencial es contar con la información necesaria. La mayor parte de la información mensual con la que se cuenta en el país se tiene a partir de 1992. Para períodos anteriores la información no existe o es poco confiable.

Una vez que se tiene la serie del producto efectivo en una periodicidad menor se la desestacionaliza y es posible la estimación del producto potencial utilizando métodos univariados. En el caso de los métodos estructurales o multivariados la estimación requiere de más información sobre otras variables además del producto.

En particular, para la estimación de la función de producción se requiere contar con información trimestral y mensual del factor capital y trabajo desde 1980. Para ello, lo que se hace es construir una serie trimestral de capital utilizando el método de inventarios perpetuos. En el caso del factor trabajo, se distribuye la información de la PEA total que se utilizó para la estimación anual tomando como referencia al índice de empleo trimestral de 100 o más trabajadores de Lima metropolitana que existe desde 1980. A partir de estos datos se estima una función de producción trimestral.

Para el caso de la estimación mensual, dado que ya no es posible calcular una función de producción mensual debido a que se vuelve más difícil estimar la información mensual sobre el factor trabajo y capital, lo que se hace es una *mensualización* del PBI potencial trimestral obtenido con el método de la función de producción.

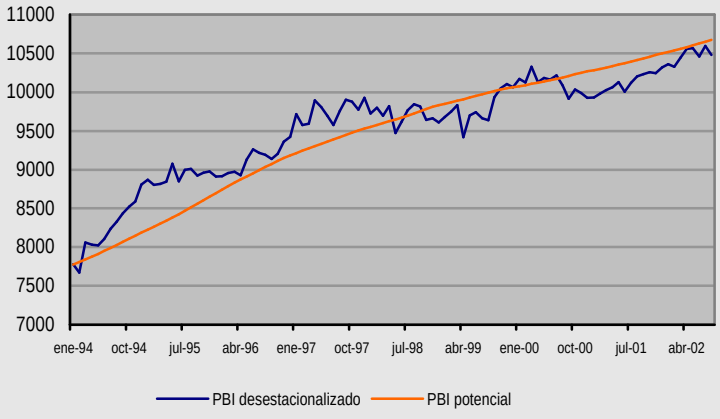
Para la *mensualización*, se utiliza como base el PBI potencial mensual, obtenido mediante la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott. Para ello, se aplica un método estándar de periodización (denominado método de Denton, comúnmente utilizado para Cuentas Nacionales), que consiste en utilizar una serie de indicadores de menor frecuencia (en este caso, la serie del PBI de tendencia estimado por HP) y la serie de mayor frecuencia que se periodizará (en este caso, la serie del PBI potencial estimado a través de la función de producción).

En términos intuitivos, por ejemplo, se tiene una serie mensual cuya suma trimestral es 100, en tanto que se dispone de una serie trimestral que para el mismo período arroja un total de 110. El método convencional y más sencillo es el de *ajuste proporcional*, es decir, cada observación mensual se ajusta por el ratio 110/100, de forma que la suma trimestral de la serie mensual ajustada de 110.

El problema con este método es que el ratio de ajuste se mantiene constante al interior de cada trimestre, pero cambia discretamente entre trimestres, lo que afecta particularmente la primera observación. En el caso del PBI potencial, ello era no deseable porque se reportaba variaciones muy fuertes para los primeros meses de cada trimestre.

El método de Denton precisamente trata de suavizar el referido ratio de ajuste sujeto a la restricción que la suma de los mensuales sea igual que el valor trimestral. Este es el método utilizado para *mensualizar* el PBI potencial trimestral obtenido por el método de función de producción.

Gráfico 8
PBI POTENCIAL MENSUAL : MÉTODO DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN
(En millones de Nuevos Soles de 1994)



4.3.6. La brecha de producción y su relación con la inflación

En general, es aceptado que la inflación se encuentra cercanamente relacionada con el estado de la actividad económica. La formulación más común es que existe un nivel de producción potencial que es consistente con un nivel estable de inflación[39].

Siguiendo el trabajo de Claus, Iris y et. al (2000) se estima un estima un vector autorregresivo (VAR) de dos variables: inflación y brecha de producción:

$$\Delta p_t = a_1 + b_{11}(L)BRECHA_{t-1} + b_{12}(L)\Delta p_{t-1} + e_{\Delta p,t}$$
$$BRECHA_t = a_1 + b_{21}(L)BRECHA_{t-1} + b_{22}(L)\Delta p_{t-1} + e_{BRECHA,t}$$

Donde Δp se refiere a la primera diferencia de la inflación, y $e_{\Delta p,t}$ y $e_{BRECHA,t}$ son los *shocks*.

La forma de calcular cuán importante es la brecha de producción para explicar la variación de la inflación es realizando un análisis de descomposición de la varianza, el cual permite conocer las fuentes de la variabilidad del cambio en la inflación, pudiendo identificar la principal. Si la diferencia de la inflación es bastante sensible a las innovaciones de la brecha de producción, entonces una gran proporción de su varianza será atribuido a los *shocks* de la brecha de producción. Por el contrario, si ésta resulta independiente de la brecha de producción, sólo una pequeña parte de su varianza será explicado por la brecha de producción[40]. En el cuadro 11 se muestran los resultados para un horizonte de predicción de 5 años.

Cuadro 11: Descomposición de la varianza de la variación de la inflación

Método	Proporción de la variancia del error de predicción de la inflación explicada por choques de la brecha de producción
HP	19%
TS	19%
SNP	20%
BYK	19%
BN	26%
FP	20%
SVAR_3	21%
SVAR_2	39%

Como se puede apreciar, la proporción de la varianza del cambio de la inflación que es explicada por las diferentes brechas de producción es baja. Los resultados indican que el método SVAR con dos variables explica el mayor porcentaje de la varianza de la inflación (39 por ciento), mientras que los métodos HP, BYK y FP explican alrededor del 20 por ciento.

Estos resultados indican que una gran proporción de la varianza del cambio en la inflación es atribuida a otros factores diferentes de la brecha de producción y que no están incluidos en el modelo.

Claus y et. al. (2000), encuentran resultados similares para el caso de Nueva Zelanda y concluyen que esto implica que es importante no enfatizar demasiado el uso de la brecha de producción en la formulación de la política monetaria, lo que no significa no utilizarlo como herramienta de política.

[39] Coe, D. y J. Mcdermott. "*Does the Gap model work in Asia*?". En: IMF Staff Paper. Vol. 44: 59-80. 1997.
[40] Claus, Iris, et. al. Op. cit.

5. Conclusiones

Como se ha podido apreciar en los resultados de las comparaciones realizadas entre los métodos alternativos aplicados, básicamente modelos no estructurales y estructurales, la mayoría de estos métodos señalan un comportamiento similar del producto potencial peruano y la brecha de producción durante el período 1951-2001.

Sin embargo, esto no significa que la historia es exactamente la misma, el estudio de los coeficientes de correlación e índices de concordancia mostraron que si bien todos los resultados de las brechas de producción tienen un alto grado de correlación y concordancia sobre el estado del ciclo económico, cada uno de los métodos presenta una historia particular, la cual está básicamente diferenciada por la magnitud del ciclo. En algunos casos, se ha llegado a encontrar diferencias entre los resultados de la brecha de producción por los diferentes métodos mayores al 5 por ciento.

Estos resultados, indican que la mayor incertidumbre respecto a la estimación de la brecha de producción se da en mayor parte respecto a la magnitud de la misma y en menor medida con respecto al estado de la misma (positiva o negativa).

En particular, los métodos que presentaron los resultados más similares fueron los de Hodrick-Prescott, Baxter y King y función de producción. Estos tres métodos señalan puntos de quiebre similares en la brecha de producción, coincidiendo los tres en señalar la existencia de ocho ciclos económicos durante el período 1950-2001. Asimismo, presentan coeficientes de correlación e índices de concordancia mayores al 0,85.

En el caso de los métodos de suavización no paramétrica y el de descomposición de Beveridge Nelson son los que menos similitudes presentaron con los otros, producto de su estimación del producto potencial bastante similar a la del producto efectivo lo que llevó a estimar brechas pequeñas y bastantes fluctuantes

Los resultados del VAR estructural, evidenciaron la sensibilidad del mismo ante diversas especificaciones del sistema. Se trabajó con dos modelos y los resultados obtenidos con las dos especificaciones mostraron resultados contrarios para diferentes períodos. Lo interesante de esta metodología es que permite realizar un análisis mas profundo sobre el efecto de diferentes tipos de choques sobre el producto potencial dándole un sustento teórico importante. A partir de los resultados obtenidos con esta metodología, se sugiere seguir investigando sobre una mejor especificación del modelo.

Con respecto a la relación entre las diferentes medidas de brechas de producción y la inflación, se estimo un modelo sencillo, el cual mostró que las fluctuaciones en la brecha de producto explican un bajo porcentaje de los cambios en la inflación.

Estos resultados tienen importantes implicancias de política. En primer lugar, si bien la brecha de producción constituye un indicador importante de la actividad económica peruana, debe tomarse con precaución el dato estimado debido a que siempre existirá incertidumbre al respecto, como se ha mostrado en este trabajo la mayoría de los métodos presentan bastantes similitudes pero ninguno estima las mismas magnitudes de brecha de producción. En segundo lugar, el hecho de que no sea la fuente principal de los cambios ocurridos en la inflación resalta la necesidad de tener en cuenta todo el conjunto de indicadores económicos y no responder de manera agresiva antes cambios en la brecha.

Finalmente, la elección de uno u otro método dependerá de cual sea el objetivo para el cual se quiera utilizar la estimación, de la disponibilidad de información sobre las variables involucradas y de la complejidad de los mismos métodos.

Para fines del manejo de la autoridad monetaria, el método estructural de la función de producción permite una interpretación más teórica e intuitiva. En particular, el método de función de producción permite identificar las fuentes principales del crecimiento potencial. Estos métodos son más usados en modelos macroeconómicos puesto que son más útiles para identificar todas las relaciones económicas y predecirlas. De este modo, resalta la ventaja de utilizar este método en lugar de los métodos Hodrick y Prescott y el de Baxter y King.

Adicionalmente, sería interesante explorar los modelos multivariados. Estos modelos están orientados a estimar la brecha de producto que mejor represente las presiones inflacionarias del mercado de bienes. En este sentido, la utilización de estas metodologías permitiría tener una mayor perspectiva sobre los resultados obtenidos en este trabajo.

6. Bibliografía

Baxter, M., y R. King (1995), "*Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. NBER Working Paper No. 7872.*

Blanchard O. y Danny Quah (1988), "*The Dynamic effects of Aggregate Demand and Supply disturbances*". *NBER Working Paper No. 2737.*

Bucacos, Elizabeth (2001). "Tendencia y Ciclo en el Producto Uruguayo". Documento de trabajo 01/2001. Banco Central de Urugay.

Butler, Leo (1996), "*A Semi Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*". *The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model (QPM). Bank of Canada.*

Cabredo, Pedro y Luis Valdivia (1998), "Estimación del PBI potencial: Perú 1950-1997". Documento de Trabajo del Banco Central de Reserva del Perú.

Caro, Daniel y Jorge F. Chávez (2001), "La brecha producto y su capacidad para predecir la inflación en el Perú: Un enfoque de componentes no observados, 1992-2001". Mimeo. Universidad del Pacífico.

Casas T., Carlos (2001), Econometría Moderna. En elaboración. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

Cerra, V. y C. Saxena (2000), "*Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Potential Gap: An Application to Sweden*". *IMF Working Paper 00/59. Washington D.C.*

Coe, D.T. y C.J. McDermott (1997), "Does the Gap Model Work in Asia?". IMF Staff Papers Vol. 44: 59-80.

Conway, P., y Hunt B (1997), "*Estimating Potential Output: a semi-structural Approach*". *Federal Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper No. 9.*

Chagny, Odile y Jorg Döpke (2001), "*Measures of the Output Gap in the Euro-Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods*". *Kiel Institute of World Economics.*

Claus, Iris y et. al (2000), "*The output gap: measurement, comparisons and assessment*". *Research Paper No. 44. Reserve Bank of New Zealand. Wellington, Nueva Zelanda.*

DeSerres, Alain et. Al (1995), "*Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology: The Case of the Mexican Economy*". *Bank of Canada.*

Dupasquier, Chantal et. al (1997), "*A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap*". *Working Paper* 97-5. Bank of Canada.

Enders, W. (1995), *Applied Econometrics Time Series*.

Gaiduch, Victor y Benjamin Hunt (2000), "*Inflation Targeting Under Potential Output Uncertainty*". *Discussion Paper Series* DP2000/08. Reserve Bank of New Zealand.

Gallego, Francisco y Christian Jonson (2001), "Teorías y métodos de medición del producto de tendencia: una aplicación al caso de Chile". Economía Chilena, volumen 4 No.2, Chile.

Giorno, Claude et. al. (1995), "Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances". Organization for Economic Cooperation and Development. Paris, 1995.

Hviding, Ketil (2001), "*Potential Output Growth in Chile, during 1986-2000, an the Future*". Banco Central de Chile, 2001.

Kichian, Maral (1999), "*Measuring Potential Output within a State – Space Framework*". *Working Paper 99-9. Bank of Canada, Otawa,1999.*

Kim, Chang-Jin y Charles R. Nelson (1999), *State Space Models with Regime Switching. The MIT Press.*

Laxton, D. y R. Tetlow (1992), "*A Simple Multivariate Filter for Measurement of Potential Output*". *Technical Report No. 59. Bank of Canada.*

Marconi,S y P. Samaniego (1995), "Una aproximación al cálculo del producto potencial para Ecuador". Nota técnica 10. En: Banco Central de Ecuador. 1995

McDermott John y Alasdair Scott (1999), "*Concordance in Business Cycles*". *Reserve Bank of New Zealand.*

Misas A., Martha y Carlos Esteban Posada (2001), "Crecimiento y Ciclos económicos en Colombia en el siglo XX: el aporte de un VAR estructural". Banco de la República, Colombia, 2001.

Sscacciavillani,F. y P. Swagel (1999), "*Measures of Potential Output: An Application to Israel*". *IMF working paper.* Fondo Monetario Internacional.

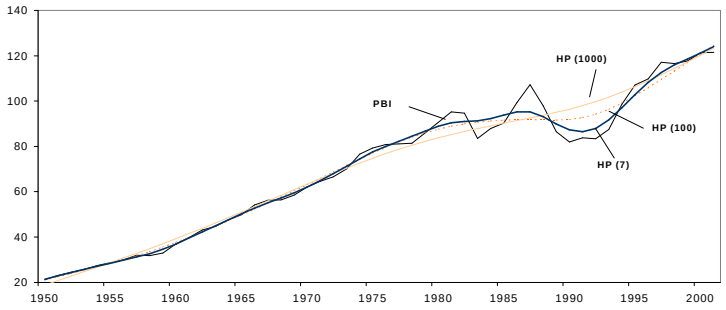
Scott, Alasdair (2000), "*Stylised Facts from Output Gap Measures*". *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper No. 2000/07.*

Van Norden, Simon y Robert Vigfusson (1996), "*Regime – Switching Models: A guide to the Bank of Canada Gauss Procedures*". *Working Paper 96-3. Bank of Canada.*

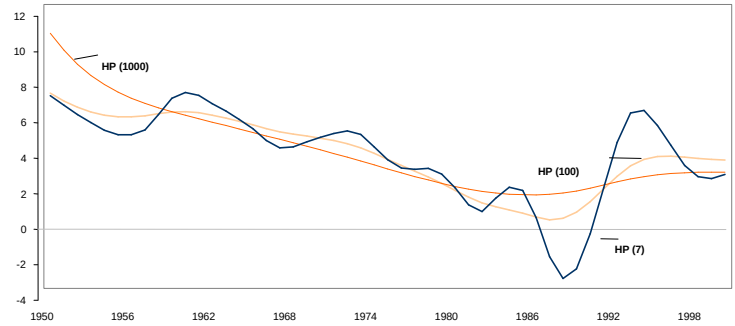
ANEXO 1
GRÁFICOS DEL PBI POTENCIAL Y LA BRECHA DE PRODUCCIÓN ESTIMADOS BAJO DIVERSOS MÉTODOS

MÉTODO DEL FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT

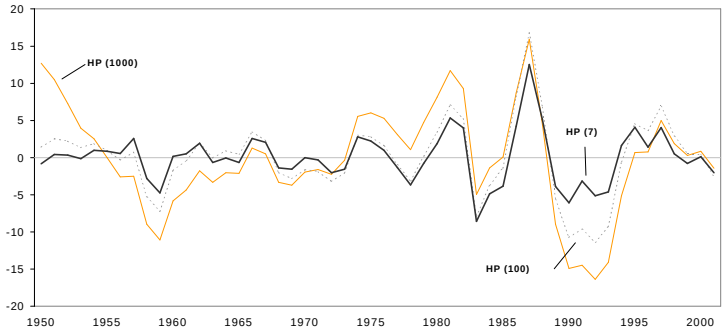
PBI Y PBI POTENCIAL: 1950-2001
FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT
(En miles de millones de Nuevos Soles de 1994)



PBI POTENCIAL: 1950-2001
FILTRO DE HODRICK PRESCOTT
(Variación porcentual)

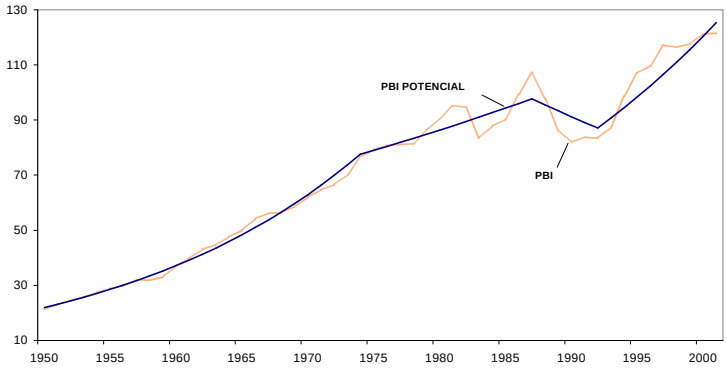


BRECHA DEL PBI : 1950-2001
FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT
(En porcentaje)

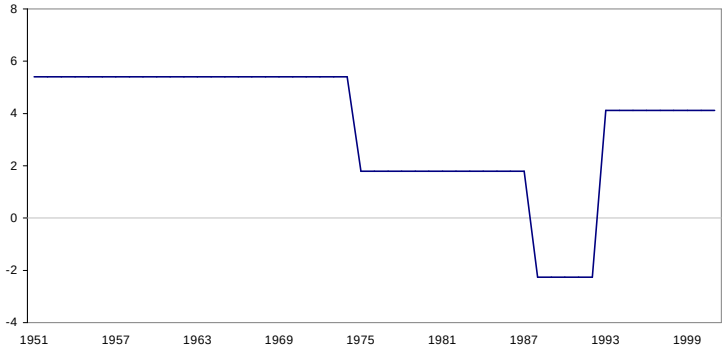


MÉTODO DE LA TENDENCIA SEGMENTADA

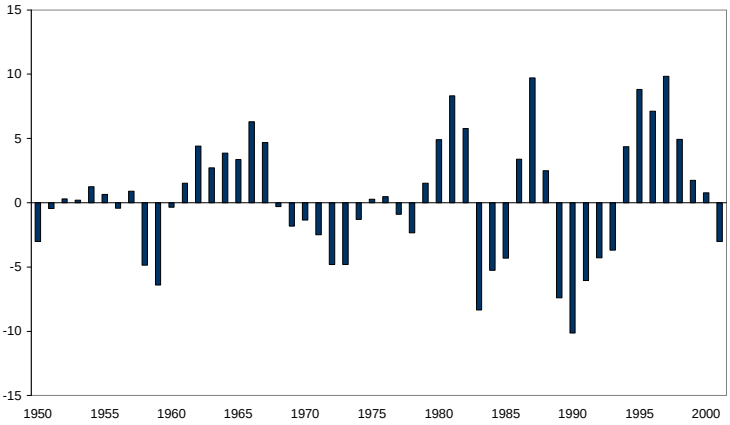
PBI Y PBI POTENCIAL: 1950-2001
MÉTODO DE LA TENDENCIA SEGMENTADA
(En miles de millones de Nuevos Soles de 1994)



PBI POTENCIAL: 1950-2001
MÉTODO DE LA TENDENCIA SEGMENTADA
(Variación porcentual)

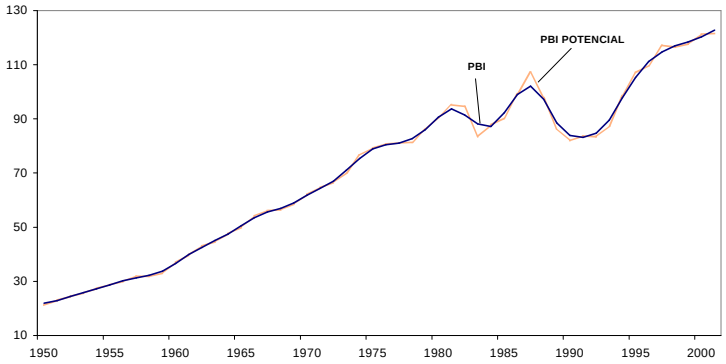


BRECHA DEL PBI : 1950-2001
MÉTODO DE LA TENDENCIA SEGMENTADA
(En porcentaje)

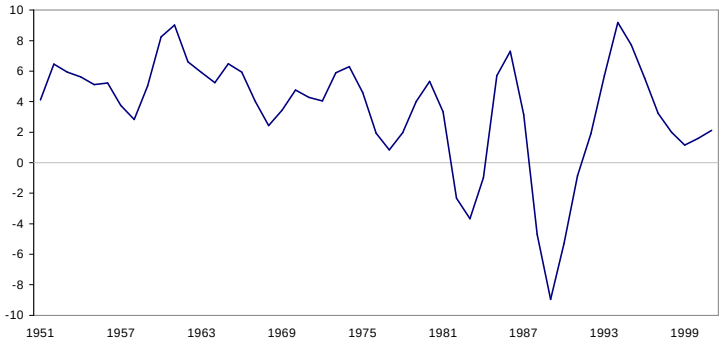


MÉTODO DE SUAVIZACIÓN NO PARAMÉTRICA

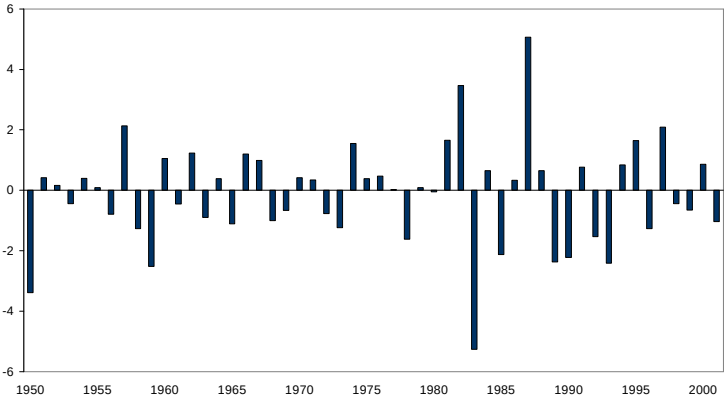
PBI Y PBI POTENCIAL: 1950-2001
MÉTODO DE SUAVIZACIÓN NO PARAMÉTRICA
(En miles de millones de Nuevos Soles de 1994)



PBI POTENCIAL: 1950-2001
MÉTODO DE SUAVIZACIÓN NO PARAMÉTRICA
(Variación porcentual)

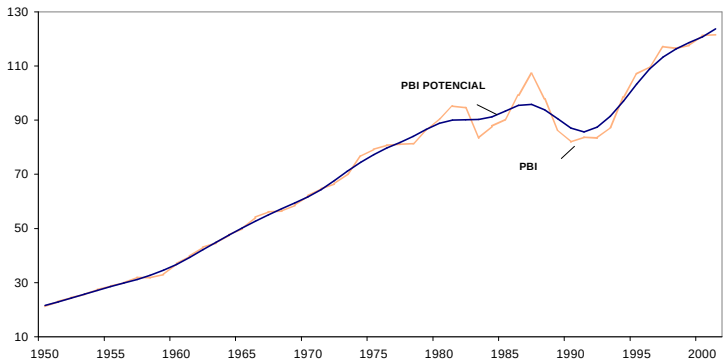


BRECHA DEL PBI : 1950-2001
MÉTODO DE SUAVIZACIÓN NO PARAMÉTRICO
(En porcentaje)

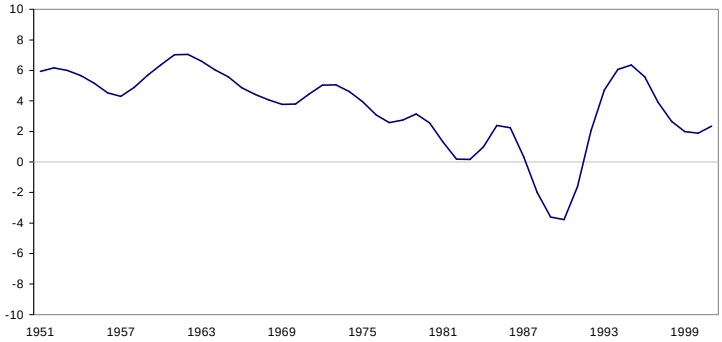


MÉTODO DEL FILTRO DE BAXTER Y KING

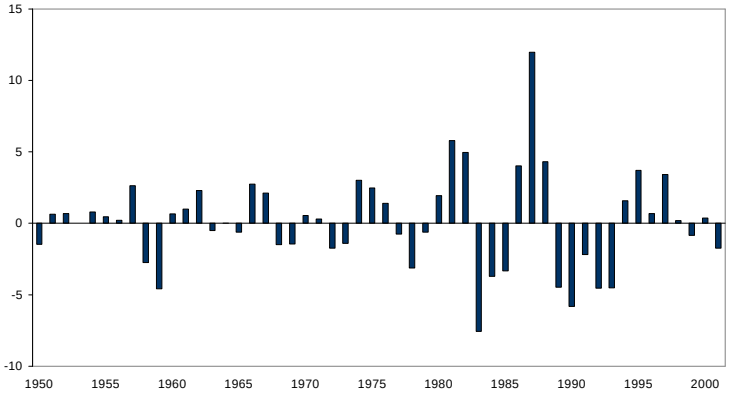
PBI Y PBI POTENCIAL: 1950-2001
FILTRO DE BAXTER Y KING
(En miles de millones de Nuevos Soles de 1994)



PBI POTENCIAL: 1950-2001
FILTRO DE BAXTER Y KING
(Variación porcentual)

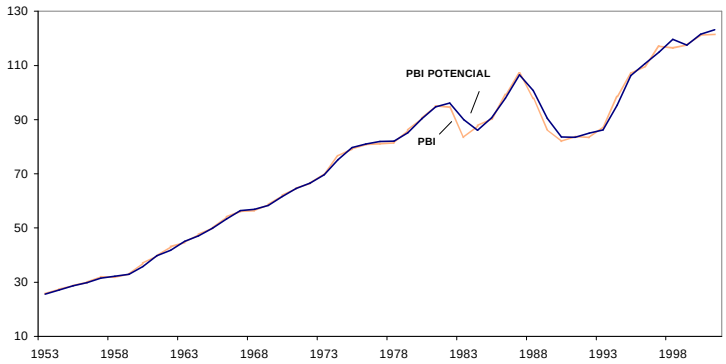


BRECHA DEL PBI : 1950-2001
FILTRO DE BAXTER Y KING
(En porcentaje)

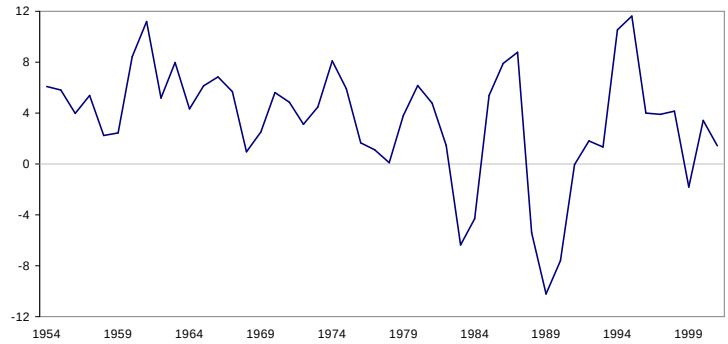


MÉTODO DE LA DESCOMPOSICIÓN DE BEVERIDGE- NELSON

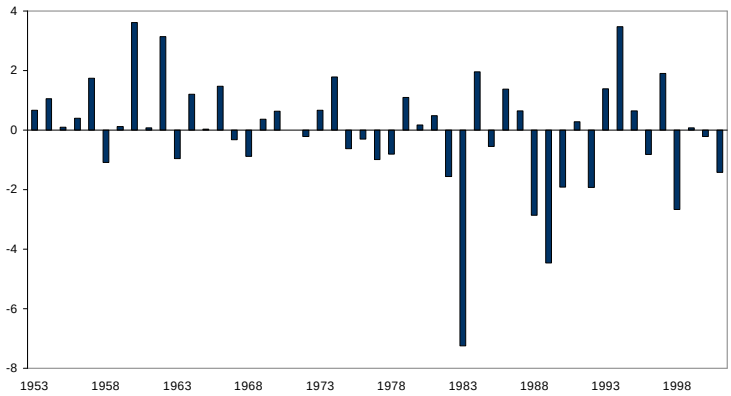
PBI Y PBI POTENCIAL: 1953-2001
DESCOMPOSICIÓN DE BEVERIDGE-NELSON
(En miles de millones de Nuevos Soles de 1994)



PBI POTENCIAL: 1954-2001
DESCOMPOSICIÓN DE BEVERIDGE NELSON
(Variación porcentual)

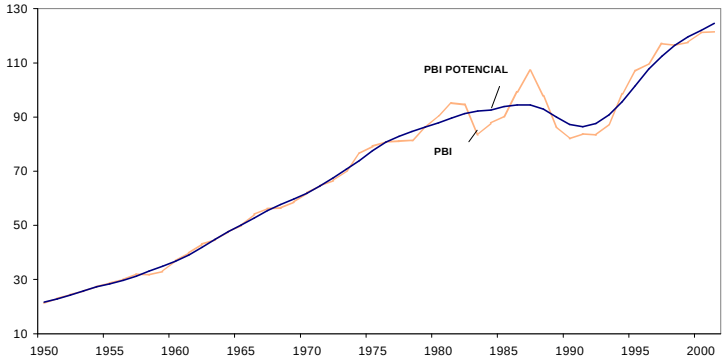


BRECHA DEL PBI : 1953-2001
DESCOMPOSICIÓN DE BEVERIDGE NELSON
(En porcentaje)

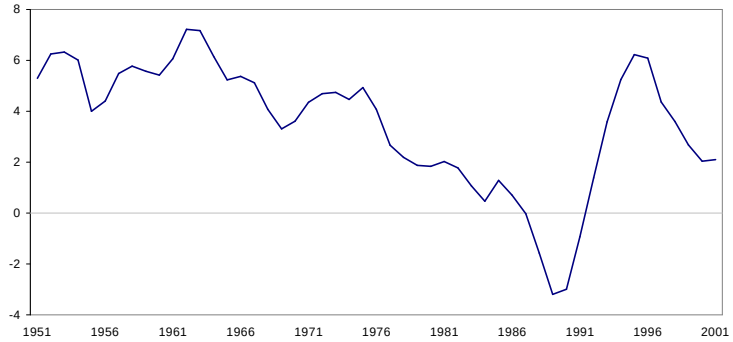


MÉTODO DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN

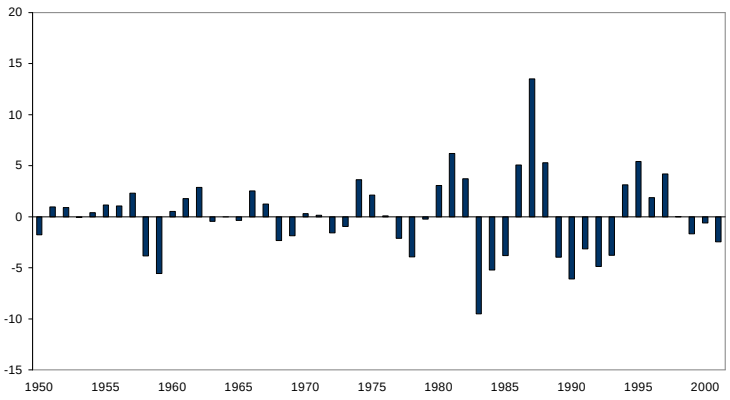
PBI Y PBI POTENCIAL: 1950-2001
MÉTODO DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN
(En miles de millones de Nuevos Soles de 1994)



PBI POTENCIAL: 1950-2001
MÉTODO DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN
(Variación porcentual)

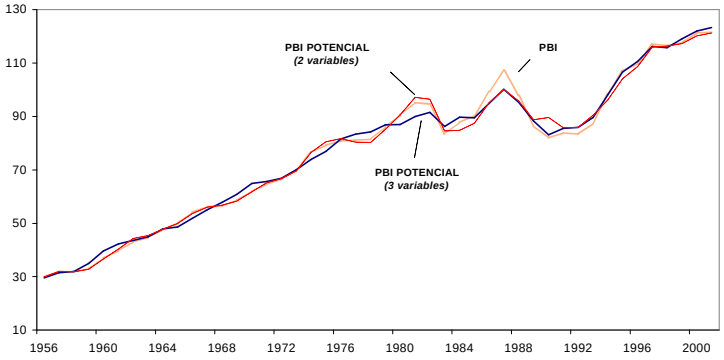


BRECHA DEL PBI : 1950-2001
MÉTODO DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN
(En porcentaje)

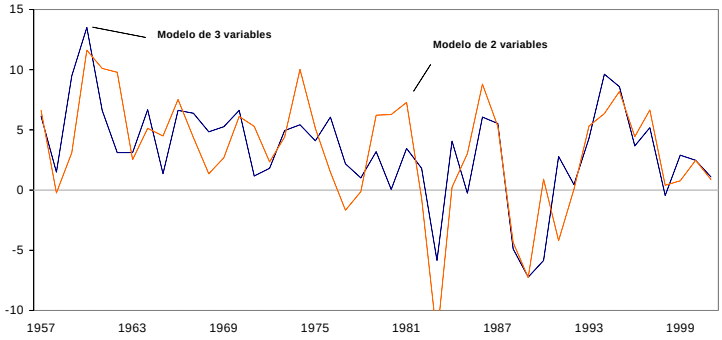


MÉTODO DEL VAR ESTRUCTURAL

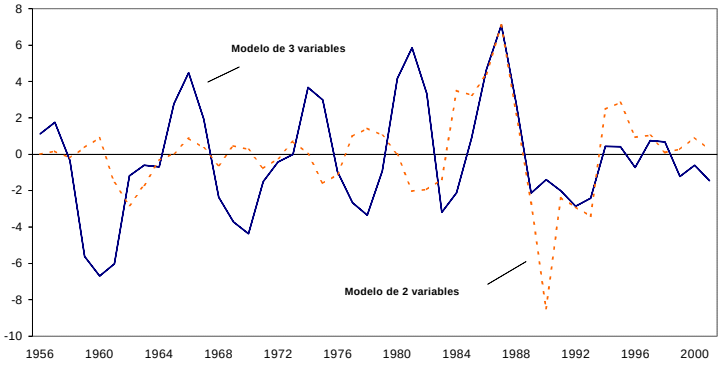
PBI Y PBI POTENCIAL: 1956-2001
METODO DEL VAR ESTRUCTURAL
(En miles de millones de Nuevos Soles de 1994)



PBI POTENCIAL: 1957-2001
MÉTODO DEL VAR ESTRUCTURAL
(Variación porcentual)



BRECHA DEL PBI : 1956-2001
MÉTODO DEL VAR ESTRUCTURAL
(En porcentaje)



Modelos de indicadores líderes de actividad económica para el Perú

Enrique M. Ochoa G.*

eochoa@bcrp.gob.pe

***Jorge E. Lladó M** **

jllado@bcrp.gob.pe

1. Introducción

En un trabajo anterior Ochoa y Lladó (2002) elaboraron dos tipos de indicadores líderes para el período 1992-2001: uno para predecir la evolución de la trayectoria del ciclo de la economía peruana – utilizando el método de Auerbach – y otro para identificar tempranamente los *turning points* del ciclo de la misma economía – utilizando el método de *The Conference Board.*

El indicador líder obtenido con el método de *The Conference Board* condujo a un índice líder compuesto integrado por las siguientes series: producción del sector de productos químicos, caucho y plásticos; gastos no financieros del gobierno central; RIN del sistema bancario; Índice General de la Bolsa de Valores de Lima; Total de Obligaciones en moneda nacional sujetas a Encaje (TOSE); y Tasa del Saldo de Certificados de Depósitos BCRP.

El indicador líder de Auerbach mostró un elevado ajuste con respecto al PBI, además de estabilidad de parámetros y ausencia de autocorrelación.

La presente investigación pretende perfeccionar los indicadores líderes que se obtienen bajo las metodologías de Auerbach y de *The Conference Board.*

En el caso de Auerbach se pretende aumentar el significado económico de las series integrantes del índice compuesto, obtener una conformación más parsimoniosa, un mejor ajuste y mayor bondad de predicción.

En el caso de *The Conference Board*, de otro lado, el perfeccionamiento consistirá en:

- Mayor significado económico de las series.
- Mejor predicción de los puntos de quiebre.
- Observación atenta de la regla para detectar los puntos de quiebre, derivada del uso simultáneo del indicador líder y del índice de difusión.
- Empleo de la técnica para estimar la probabilidad de ocurrencia de los *turning points* de la actividad económica[1], a fin de que el indicador líder dé respuesta a las siguientes preguntas: en cada momento del tiempo,

* Los autores laboran en la Gerencia de Estudios Económicos del BCR. Agradecen los comentarios de Jesús González y Miguel Ángel Zapatero, así como a los participantes del XVIII Encuentro de Economistas de la Gerencia de Estudios Económicos del BCR llevado a cabo en enero del 2002 y de la VII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano llevada a cabo en noviembre del 2002, por sus valiosos comentarios. Las opiniones vertidas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente la visión del BCR.

[1] Diebold y Rudebusch (1989).

¿cuál es la probabilidad de ocurrencia de una recesión dado que se está en expansión y cuál de ocurrencia de una expansión dado que se está en recesión?
Cabe señalar que la noción de indicadores líderes se ha extendido más allá de la identificación de los *turning points*, si bien éste permanece como uno de los objetivos. La OECD señala que los indicadores líderes son un complemento de las predicciones cuantitativas basadas en modelos econométricos. Los indicadores líderes proveen información empírica útil para interpretar y evaluar las predicciones económicas de esos modelos.

Por otro lado se realiza un análisis de los ciclos de la actividad económica mediante el empleo de las probabilidades de *switching* o de distribuciones mixtas[2].

La investigación se divide de la siguiente manera. En la segunda parte se presenta la motivación existente en la teoría de indicadores líderes. La tercera parte muestra una revisión de la literatura sobre indicadores líderes, explicando las diversas metodologías existentes. En la cuarta parte se presenta una serie de indicadores de bondad de ajuste, los cuales son empleados en la selección del índice líder óptimo. En la quinta parte se muestran los resultados para la economía peruana. Finalmente, se presentan las conclusiones y recomendaciones así como la bibliografía.

2. Aspectos conceptuales

En la década de 1930 el *National Bureau of Economic Research (NBER)* realizó un estudio comparativo orientado a elaborar una cronología de los puntos más altos (picos) y más bajos (simas) de la actividad económica de Alemania, Estados Unidos de América, Francia e Inglaterra. Este estudio permitió advertir la existencia de elementos comunes entre las fluctuaciones de diversas series y aquéllas observadas en el producto. Wesley Mitchell y Arthur Burns construyeron, entonces, en 1937, una relación de indicadores coincidentes, rezagados y líderes de la actividad económica de los Estados Unidos de América, dándose el punto de partida en la elaboración de este tipo de indicadores.

Como su nombre lo indica indicadores coincidentes son aquellos cuya evolución temporal coincide con la del producto. Los indicadores rezagados, por su parte, muestran una trayectoria que reproduce la del producto pero con rezagos. Finalmente, los indicadores líderes exhiben una trayectoria que identifica tempranamente la evolución del producto.

El supuesto fundamental en que se basa la teoría de indicadores líderes es que las fluctuaciones de la actividad económica son recurrentes o estacionarias en el largo plazo, por lo que si es posible identificar series macroeconómicas que muestren un adelanto con respecto a la evolución actual del producto, será posible también utilizar estas mismas series para identificar tempranamente posteriores fluctuaciones en el producto.

Este supuesto de estacionariedad, sin embargo, tiene ciertas limitaciones subrayadas por la propia teoría de indicadores líderes: las fluctuaciones en la actividad económica no son periódicas y los factores explicativos de los ciclos económicos no necesariamente se mantienen a lo largo de diversos ciclos. Mientras el primer punto reconoce el grado de error de los indicadores líderes en su intento de anticipar el comportamiento del ciclo y, por lo tanto, la necesidad de elaborar metodologías que evalúen numéricamente el desempeño de los indicadores líderes, el segundo punto conduce la teoría hacia los índices compuestos, esto es a la agregación de indicadores líderes para anticipar mejor el ciclo.

Los índices compuestos han permitido afinar las razones económicas (significancia económica) por las cuales una serie podría adelantar la evolución de la actividad económica y, en este sentido, debería formar parte del índice compuesto. Así, se distinguen los siguientes mecanismos:

a) Causa fluctuaciones en la actividad económica (por ejemplo, los instrumentos de política monetaria como las tasas de interés de corto plazo).

[2] Hamilton (1994) y Johnson (2000).

b) Expresa las expectativas de los agentes económicos (por ejemplo, encuesta de expectativas de consumidores o empresas, precios de las acciones).

c) Mide la actividad económica en una etapa temprana del proceso de producción (solicitudes de construcción de casas, producción de bienes intermedios).

d) Se ajusta rápidamente a cambios en la actividad económica (horas extras).

Los indicadores líderes compuestos se aplicaron en un principio al estudio del ciclo económico (*economic cycle*), aunque desde la década de 1970 el énfasis giró hacia el ciclo de crecimiento o desviación de la tendencia (*growth cycle o deviation-from-trend*). El ciclo económico caracteriza las fluctuaciones según haya crecimiento o declinación en términos absolutos en la actividad económica. El ciclo de crecimiento, por el contrario, se basa en la evolución de la tasa de crecimiento de la actividad económica: una recesión corresponderá a una etapa en la que el ritmo de crecimiento de la economía se desacelera (así esto no se traduzca en tasas negativas) y una expansión a una en que el ritmo de crecimiento se acelera (así no se traduzca en tasas positivas). En otras palabras, el ciclo de crecimiento observa las fluctuaciones de la actividad económica alrededor de una tendencia de largo plazo.

Estrictamente hablando, la teoría de indicadores líderes ha ido por dos vertientes diferentes: una hacia la predicción de la serie de actividad económica y otra hacia la identificación temprana de los puntos de quiebre, cambios de dirección o *turning points* del ciclo.

La primera vertiente ha recibido el nombre de enfoque basado en regresiones (*regression-based approach*), y puede citarse como ejemplos de este enfoque a Neftci (1979), Auerbach (1982) y Bravo y Franken (2001). En estos trabajos el error de predicción entre la serie líder y la serie de actividad económica recibe la misma ponderación, independientemente del punto del ciclo en el que ocurre el error. En otras palabras, el objetivo es lograr un buen ajuste entre las dos series y no necesariamente un buen ajuste en el *turning point*. Este enfoque ha dado lugar a la utilización de los indicadores líderes como variables exógenas en modelos econométricos de predicción, como lo hacen la *Statistics Netherlands* y la Comisión Europea.

El enfoque alternativo –el no basado en regresiones- apunta al descubrimiento adelantado de los puntos de quiebre del ciclo, es decir de los puntos máximos (en que la economía pasa de una expansión a una declinación) y de los puntos mínimos (en los que la economía pasa de una declinación a una expansión)[3].

Deben efectuarse algunas precisiones adicionales con respecto a la teoría de indicadores líderes. Algunos autores distinguen los indicadores líderes *long-leading* de los indicadores líderes *short-leading*. En esta línea, Cullity y Moore (1990) clasifican, para la economía estadounidense, como *long-leading* a la serie compuesta que adelanta, en promedio, por lo menos doce meses los picos de actividad económica y por lo menos seis meses las simas de actividad económica, correspondiendo al *short-leading* un menor adelanto tanto en ambos puntos de quiebre.

De otro lado, la teoría de indicadores líderes alude insistentemente a la comparación entre el índice compuesto líder y la actividad económica. La pregunta relevante es: ¿cómo medir la actividad económica o lo que Stock y Watson definen como el "estado de la economía"? En la medida en que la mayoría de trabajos sobre la materia emplea data de periodicidad mensual, la respuesta predominante ha sido utilizar como variable *proxy* el producto bruto interno real en aquellas economías en las que el producto es medido mensualmente o el producto industrial en aquellas economías en que la medición del producto se efectúa de manera sólo trimestral. Debe señalarse, sin embargo, que contra este enfoque que vincula la actividad económica sólo a la evolución de la producción, Stock y Watson (1989) sugieren definir el ciclo en términos de la observación de los movimientos conjuntos en la producción, el empleo y las ventas, en tanto que Banerji e Hiris (2001) recomiendan considerar variables como producto, ingreso, empleo y ventas.

[3] Un caso interesante es el que ofrece el Centro de Investigación en Finanzas y Mercado de Capitales (1999). En este trabajo se construye un indicador líder para identificar los puntos de quiebre de la serie de PBI de la economía argentina. Al final del artículo se efectúa un ejercicio – utilizando mínimos cuadrados ordinarios – por el cual se regresiona la serie de PBI contra una constante y un determinado rezago del indicador líder. Se selecciona el rezago que conduzca a un mayor ajuste y se utiliza la ecuación para hacer proyecciones del PBI trimestral.

Otro punto de discusión en la teoría es si puede hablarse de un mismo patrón de estacionariedad entre las fases de expansión y las fases de declinación. El punto de vista intrínseco – Neftci (1982), Hamilton (1989) y Diebold y Rudebusch (1989) – considera que las expansiones y recesiones son períodos de distinto comportamiento económico, en tanto que el enfoque extrínseco supone que ambas fases se basan en una estructura estable que se adapta a *shocks.*

Finalmente, habría que agregar que las metodologías para la construcción de indicadores líderes pueden extenderse a la identificación adelantada de otras series económicas distintas a la actividad económica. En tal sentido, Banerji e Hiris (2001) refieren que estas metodologías podrían aplicarse para la construcción de indicadores líderes de inflación, empleo, comercio exterior, actividad económica doméstica e incluso a sectores específicos como los servicios, manufactura y construcción. En este sentido, los autores presentan estimaciones de indicadores líderes *short* y *long* de empleo, manufactura, servicios, construcción, balanza comercial, importaciones, exportaciones e inflación (denominada esta última *Future Inflation Gauge*).

3. La teoría de los indicadores líderes

3.1 Tratamiento de la serie de ciclo de crecimiento económico

El ciclo del índice líder compuesto que se construya será contrastado con una serie que refleje el ciclo de la actividad económica. Esta última serie deberá tener identificados claramente las fases del ciclo (expansiones y recesiones), así como los *turning points* correspondientes. A continuación se pasará a describir brevemente dos metodologías utilizadas para definir estos elementos del ciclo de actividad económica:

3.1.1 *The Phase Average Trend (PAT)*[4]

Esta metodología, que ha sido elaborada por el *US National Bureau of Economic Research (NBER)* y que permite identificar las fases del ciclo, los *turning points* y además permite extraer la tendencia de largo plazo de la serie, consiste en lo siguiente:

- Se desestacionaliza la serie del producto bruto interno o producción industrial.
- Se determinan *turning points* preliminares.
- Se emplea la rutina de Bry-Boschan, que consiste en los siguientes pasos, para identificar los *turning points*:
    - Determinación de los ciclos en la serie transformada con promedios móviles doce meses.
    - Se identifican los *turning points* en un intervalo centrado de 10 meses.
    - Se fuerza la alternancia de giros seleccionando el pico más alto de varios picos (o la sima más pronunciada de varias simas).
    - Identificación del valor más alto o más bajo alrededor de +/- 5 meses de los giros seleccionados en el promedio móvil de 12 meses (Curva de *Spencer*).
    - Se fuerza la duración mínima del ciclo a 15 meses eliminado los picos más bajos y las simas más altas de los ciclos más cortos.
    - Identificación del valor más alto o más bajo alrededor de +/- 5 meses del giro seleccionado en la curva de *Spencer*.

[4] OECD (2001), Everhart y Duval-Hernández (2001) y Morón y Casas I (2002),

- Identificación del valor más alto o más bajo alrededor de +/- 4 meses del giro seleccionado mediante el procedimiento anterior.

- Eliminación de los giros dentro de los 6 meses al comienzo y al final de la serie.

- Eliminación de los picos o simas a ambos extremos de la serie que sean inferiores o superiores a los valores cercanos a dichos extremos.

- Eliminación de los ciclos cuya duración sea menor a 15 meses.

- Eliminación de fases cuya duración sea menor a 5 meses.

- Terminada la rutina de *Bry-Boschan*, se procede a encontrar la tendencia de la serie original:

- Se promedian los datos de cada fase y se calcula un promedio móvil 3 meses con esos promedios.

- Los valores obtenidos son colocados en el punto medio de un período de tres fases y luego se unen estos valores.

- El nivel final de la tendencia se ajusta para que coincida con el de la serie original.

- Se extrapola la tendencia al final de la serie, a través del cálculo de la pendiente de los tres últimos puntos medios.

- Se extrae la tendencia.

Esta metodología es empleada por la OECD. El problema de esta metodología es que se requiere un continuo cálculo de fases, *turning points* y tendencia conforme se incorporan más datos. Además se pierden observaciones como resultado de los promedios móviles, obligando a la extrapolación.

3.1.2 *The Six-month Smoothed Growth Rate*

Este procedimiento fue creado por Layton y Moore en 1989[5] y comprende los siguientes pasos:

- La serie de producto bruto interno o de producción industrial es desestacionalizada.

- Luego se procede a transformarla mediante el reemplazo de cada cifra por el coeficiente que resulte de dividir esta cifra entre el promedio de los últimos doce meses. Esto no es sino una forma de extraer la tendencia de la serie.

- A partir de esta serie se procede a identificar los *turning points*, fases y ciclos. No se ofrece un método para proceder a la identificación pero se podría utilizar la rutina de Bry-Boschan descrita líneas arriba.

La ventaja de este método es que la tendencia sólo sufre variaciones en los últimos datos cuando se añade observaciones. Además no es necesaria la extrapolación.

3.2 Selección de las series para el Índice Compuesto

La teoría de los indicadores líderes –sea su objetivo identificar tempranamente los *turning points* o sea la predicción de la evolución de la actividad económica – no proporciona una metodología estándar para

[5] Banerji e Hiris (2001).

seleccionar las series macroeconómicas que deben incluirse en el índice compuesto. Sin embargo, puede mencionarse un conjunto de criterios que en mayor o menor medida son tenidos en cuenta en los trabajos revisados. Éstos son los siguientes:

Significado económico.- Debe haber una razón económica que explique la relación adelantada de la variable con respecto al PBI.

Conformidad.- Se refiere a la necesidad de que la variable tenga una correlación con el nivel de actividad económica. El signo del coeficiente de correlación definirá si la variable es procíclica, contracíclica o atemporal. Esta característica deberá mantenerse a lo largo de la muestra.

Consistencia temporal.- Hace alusión al requisito de que la variable adelante a la actividad económica bajo distintos ciclos económicos.

Adecuación estadística.- Los datos deben ser obtenidos y procesados siguiendo requerimientos estadísticos como aleatoriedad, muestra relevante, fuentes confiables.

Suavidad.- Son preferibles las series con un comportamiento no errático o estacionario. Los componentes no estacionarios no son susceptibles de predicción y pueden informar erróneamente sobre la evolución futura de la actividad económica.

Disponibilidad.- La variable debe estar disponible en el momento requerido de acuerdo con las exigencias del indicador líder.

Representatividad de toda la economía.- Las series seleccionadas deben reflejar los distintos sectores y condiciones de la economía. De lo contrario, no podrían captar algunos cambios en la actividad económica cuando éstos se originaran en sectores específicos.

Adicionalmente, las variables deben estar a disposición con facilidad, ser compiladas en una base mensual (no trimestral) y no deberían estar sujetas a revisiones frecuentes.

3.3 Tratamiento de las series seleccionadas

No existe una metodología estándar para transformar las series elegidas, en forma previa a su agregación final, si bien como se verá más adelante las transformaciones efectuadas en cada caso persiguen objetivos similares. A continuación se pasará a explicar brevemente las principales metodologías disponibles; luego de ello se describirán algunas variantes utilizadas en la bibliografía revisada:

3.3.1 Método de la NBER

- Se eliminan los componentes no observados de tendencia y estacionalidad en las series seleccionadas.

- Se *rankean* las series seleccionadas, mediante un sistema subjetivo de puntajes a características tales como significación económica, calidad estadística, comportamiento de los puntos de inflexión, variabilidad a lo largo del ciclo, disponibilidad y conformidad con los ciclos históricos. Las series son ordenadas de acuerdo con el puntaje promedio ponderado que obtienen, y se seleccionan aquéllas que alcanzan un puntaje máximo.

- Para evitar el predominio de las series de mayor varianza se normaliza la volatilidad de las series.

El investigador determina la ponderación de cada serie antes de efectuar la agregación.

3.3.2 Método de la OECD

- Se extrae la estacionalidad de cada serie.

- Se considera que diferentes indicadores económicos esencialmente tienen las mismas variaciones de mediano plazo y que las diferencias de corto plazo entre ellas podrían ser aprovechadas para propósitos de predicción. Sin embargo, estas diferencias son oscurecidas por diferentes tasas de crecimiento de la tendencia de largo plazo[6]. Por lo tanto, se busca extraer esta tendencia, de manera que cada serie muestre la evolución sin este componente.

- Para extraer la tendencia se utiliza el *Phase-Average Trend (PAT)* descrito antes.

- Se elimina el componente irregular de cada serie, usando el método *Months for Cyclical Dominance* (MCD)[7]. El MCD es definido como el menor horizonte temporal en meses para el que el ratio I/C sea menor que la unidad (I es el componente irregular de la serie y C es el componente cíclico de la serie), es decir es el menor horizonte temporal que permite que el ciclo domine al componente irregular. En serie mensuales el MCD se ubica entre 1 y 6, y en series trimestrales entre 1 y 2. El método consiste en calcular las variaciones porcentuales de cada componente a lo largo de la muestra y extraer la variación porcentual promedio de cada componente. Estas variaciones promedio se introducen en el ratio I/C para obtener su valor. Si I/C es menor que uno habiendo calculado las variaciones porcentuales en un horizonte de un mes (cada mes respecto al anterior), entonces se dirá que la serie tiene MCD igual a 1 o que no necesitaba transformación (*smoothness*). Si, por el contrario, I/C fuera mayor que uno, se procede a calcular las variaciones porcentuales de cada mes con respecto a dos meses anteriores (horizonte de dos meses), repitiéndose los demás pasos descritos, y, de ser necesario, se aumenta el horizonte temporal hasta 6. Lógicamente, cuanto menor el MCD, más suave es la serie o menos irregular. Definido el MCD de cada serie, se divide cada serie entre su MCD. De esta manera, todas las series quedan con igual MCD (=1), indicando que cada una está libre del componente irregular. Este paso es importante en la medida que no se quiere que el índice compuesto final pueda estar influenciado fuertemente por un componente irregular que por su naturaleza no expresaría adecuadamente la evolución futura de la actividad económica.

- La amplitud del ciclo es homogenizada entre las series.

- Se agregan las series transformadas. Podría ser necesario adelantar o rezagar las series, de manera previa a la agregación. De igual modo, podría considerase necesario emplear ponderadores distintos para la agregación. En general, no se opta por ninguna de estas dos opciones.

La OECD efectúa cálculos mensuales de indicadores líderes para 22 países miembros y zonas geográficas agregadas. Los países miembros incluyen a Canadá, Estados Unidos de América, México, Japón, Australia, Austria, Bélgica, Luxemburgo, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Irlanda, Italia, Holanda, Noruega, Portugal, España, Suecia, Suiza y Reino Unido. Las zonas geográficas agregadas incluyen OECD total, OECD Europa, Grupo de los 15, Zona del Euro, las 4 economías principales de Europa, el Grupo de los 7 y el NAFTA.

3.3.3 Método del *Economic Cycle Research Institute (ECRI)*

- Se inicia con la búsqueda de amplitud-estacionaria (*amplitude-stationarity*) en las series, esto es, se intenta que la varianza de cada serie en torno a su línea de tendencia, medida ésta en forma separada para cada ciclo, permanezca invariable de ciclo a ciclo. Para este fin, se convierten a logaritmos las series cuya varianza a lo largo de los ciclos es proporcional a sus niveles. En el caso de series como tasas de crecimiento, de las que se esperaría que tuvieran amplitud-estacionaria en primer lugar, las series son usadas directamente.

[6] Arnaud (2000).

[7] Brunet (2000) y www1.OECD.org/std/cli/cligloss.htm.

Se obtiene la estacionariedad en varianza.

o Se procede a la normalización o estandarización de las series, mediante la aplicación de un factor de estandarización formado por la desviación estándar de las series estacionarias sin tendencia.

Se consigue la estacionariedad en media.

o Se agregan las series, usando ponderadores iguales o diferentes. El índice compuesto podría ser suavizado o podría ser susceptible de extracción de tendencia o de ajustes en la varianza para lograr un mayor ajuste con la serie objetivo (PBI o producción industrial).

o La principal diferencia con los métodos de la NBER y de la OECD estriba en que la tendencia no se extrae a las series particulares sino al agregado. Además, a diferencia de la OECD no utiliza el método de los componentes no observados para transformar las series.

3.3.4 Método de *The Conference Board*[8]

o Se desestacionalizan las series si fuese necesario[9].

o Se clasifican las series en adelantadas, coincidentes o rezagadas. Una variable es adelantada si el mayor coeficiente de correlación en valor absoluto entre la variable y el PBI se presenta con un adelanto superior a un mes en la variable y es coincidente si el mayor coeficiente se registra contemporáneamente o con un solo mes de adelanto o retraso. Finalmente, la variable es rezagada si la mayor correlación se presenta con un retraso mayor a un mes.

o Se clasifican las variables en procíclicas, contracíclicas y acíclicas. Las procíclicas se mueven en la misma dirección que el producto, por lo que presentan una correlación positiva. Las contracíclicas se mueven en dirección contraria al producto por lo que su correlación es negativa. Las acíclicas no muestran ningún patrón comparable al del producto, por ende su correlación tenderá a cero. Adicionalmente se tienen en cuenta los siguientes valores críticos de los coeficientes de correlación:

$$\rho_{\text{variable, PBI}} > 0{,}2 \quad \Rightarrow \quad \text{variable es procíclica}$$
$$\rho_{\text{variable, PBI}} < -0{,}2 \quad \Rightarrow \quad \text{variable es contracíclica}$$
$$-0{,}2 < \rho_{\text{variable, PBI}} < 0{,}2 \quad \Rightarrow \quad \text{variable es acíclica}$$

o Se calcula el cambio mensual en cada variable adelantada. Si la serie está en cambio porcentual o tasa de interés, se aplica la diferencia aritmética simple:

$$x_t = X_t - X_{t-1}$$

En caso contrario, se utiliza la siguiente fórmula para computar la variación mensual:

$$x_t = 200 * (X_t - X_{t-1}) / (X_t + X_{t-1})$$

En suma, se está buscando que las series sean estacionarias en media.

o Los cambios mensuales se ponderan de manera inversa a la volatilidad de la serie, de manera que una serie más volátil recibe menor peso relativo.

Se busca, entonces, que las series sean estacionarias en varianza.

---

[8] Centro de Investigación en Finanzas y Mercado de Capitales (1999).

[9] Se emplea el programa X-12 ARIMA.

- Se agregan las series, obteniéndose el índice líder compuesto.

- Antes del 2001, para obtener el índice líder se efectuaba un paso previo que consistía en multiplicar los cambios mensuales ponderados de las series adelantadas por un factor de estandarización. Éste era el cociente entre la desviación estándar de los cambios mensuales ponderados del índice coincidente y la desviación estándar de los cambios mensuales ponderados del índice líder. En la actualidad, esta transformación ha sido dejada de lado.

- Al igual que el método de la ECRI, la tendencia se extrae del agregado y el énfasis se pone en la estacionariedad (en media y en varianza) y no en los componentes no observados.

3.3.5 Método de Auerbach[10]

- Este método emplea la técnica de mínimos cuadrados ordinarios para evaluar el ajuste entre el PBI o la producción industrial y un conjunto de series rezagadas. Además, se considera como variable explicativa a la variación de días no laborables respecto al mismo mes del año anterior. El rezago de cada serie es obtenido por un sistema subjetivo de puntajes igual al utilizado por NBER.

$$Y_t = \sum_i b_i x_{it_L} + DF_t$$

En la ecuación Y_t es la variación del PBI real con respecto al mismo mes del año anterior, x_{itL} es la serie i que forma parte del indicador líder compuesto y que entra en la ecuación con un rezago *L*, y DF_t es la variación de días no laborables con respecto a similar mes del año anterior.

- De los métodos revisados es el único que requiere que todas las series tengan la misma cantidad de observaciones.

- Asimismo, es el único que tiene como objetivo la predicción del ciclo de la actividad económica. Todos los anteriores tenían como objetivo la identificación anticipada de los puntos de quiebre del ciclo.

4. Evaluación de los indicadores líderes

La pregunta que se responderá en este capítulo es cómo evaluar el desempeño del índice líder compuesto, una vez que éste ha sido construido a través de cualquiera de los métodos reseñados en el capítulo anterior.

Para responder a esta interrogante, es necesario considerar que los métodos de evaluación disponibles difieren según el objetivo para el cual se construyó el indicador líder. En tal sentido, se hará referencia, primero, a métodos de evaluación aplicables a indicadores líderes orientados a la predicción del ciclo y, posteriormente, se considerará el caso de los indicadores líderes orientados a la identificación adelantada de los *turning points.*

[10] Bravo, Felipe y Franken, Helmut (2001)

4.1 Indicadores líderes orientados a la predicción de la trayectoria de la actividad económica

4.1.1 *U-Theil*

Se utiliza la *U* de *Thei*l para evaluar la bondad de predicción del índice líder compuesto con respecto a la serie de referencia del ciclo del crecimiento económico (que generalmente es el producto industrial o el PBI). Diebold y Rudebusch (1991) estiman regresiones del logaritmo de la producción industrial de los Estados Unidos de América contra los rezagos de esta variable y los rezagos del logaritmo del índice compuesto adelantado, para diferentes horizontes de adelanto (k = 1, 4, 8 y 12) y para diferentes longitudes de rezago (p = 1, 4, 8 y 12). Se realiza lo mismo con las series expresadas como diferencias de logaritmos.

En la presente investigación:

$$PBI_t = b_0 + \sum_{i=1}^{p} b_i \; PBI_{t-i-k+1} + \sum_{i=1}^{p} g_i \; ILC_{t-i-k+1} + e_t$$

siendo *PBI* el logaritmo del Producto bruto interno e *ILC* el logaritmo del índice líder compuesto.

Para elegir la regresión, se determina el valor del coeficiente de Schwarz, definido como :

$$Schwarz = -\frac{2\,\ell}{n} + \frac{k \log n}{n}$$

donde *k* es el número de parámetros estimados, *n* es el número de observaciones y ℓ el valor de la función log verosímil usando los *k* parámetros estimados.

En consecuencia, se elige la regresión – sea en logaritmos o en diferencia de logaritmos – cuyos horizontes de predicción y longitud de rezagos conducen al menor valor hallado de Schwarz.

Posteriormente, se calcula la U de Theil de la regresión seleccionada. Para ello, se va tomando cada vez tamaños más grandes de la muestra y se calcula en cada caso el estadístico U de Theil estático y dinámico. Este indicador fluctúa entre 0 y 1, correspondiendo el valor de 0 a un ajuste perfecto. Finalmente se promedian los U-Theil estáticos obtenidos y por otro lado, los U-Theil dinámicos.

$$U - Theil = \frac{\sqrt{\frac{1}{h+1}\sum_{t=s}^{s+h}(\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{h+1}\sum_{t=s}^{s+h}\hat{y}_t^2} + \sqrt{\frac{1}{h+1}\sum_{t=s}^{s+h}y_t^2}}$$

Habría que señalar que el cálculo del *U* de *Thei*l está acompañado de información sobre la proporción del error cuadrático medio predicho debido a la media[11], varianza[12] y covarianza[13]. Cuanto más cercano a 0 sea el *U* de *Theil* y cuanto menor sea la proporción del error debido a la media y varianza, el resultado será mejor en términos de predicción.

[11] Informa sobre cuánto difiere el promedio de la predicción de la media de la serie real.
[12] Informa sobre cuánto difiere la varianza de la predicción de la variación de la serie real.
[13] Mide el resto de errores no sistemáticos de predicción.

4.2 Indicadores líderes orientados a la predicción de los *turning points*

4.2.1 Características de los adelantos (*leads*)

Bajo este método se evalúa si el indicador líder cumple las siguientes condiciones:

- Adelanta todos los picos.
- Adelanta todas las simas.
- El nivel de adelanto es el mismo para los distintos picos de ciclos diferentes.
- El nivel de adelanto es el mismo para las distintas simas de ciclos diferentes.
- No ofrece una falsa señal de punto de quiebre.
- Identifica todos los puntos de quiebre.

En la práctica es difícil encontrar un índice que mantenga el mismo nivel de adelanto (*lead*) o uniformidad en ciclos diferentes. Asimismo, de la literatura revisada no es infrecuente la presentación de falsas alarmas de puntos de quiebre o la no identificación de un punto de quiebre[14].

4.2.2 Cambio porcentual en el indicador líder

Se suele transformar el indicador líder para evaluar su capacidad de anticipación de las expansiones y recesiones.

La transformación más conocida es la sugerida por Vaccara y Zarnowitz, según la cual tres meses consecutivos de caída (aumento) en el índice líder predicen una recesión (expansión), esto es la existencia de un pico (sima)[15].

Otra regla empleada es la del cambio porcentual doce meses, en la que cada cifra del indicador líder es dividida por el promedio móvil de la serie centrado en m-12. Esta transformación permite un adelanto más largo de los puntos de quiebre[16].

Sin embargo, ambas reglas no excluyen la posibilidad de falsas alarmas o de falta de identificación de puntos de quiebre.

La principal observación a estos indicadores es que un cambio en la dirección del indicador líder no indica un punto de quiebre, al menos que el cambio sea lo suficientemente grande, durable y extendido.

4.2.3 Índice de Difusión

El índice de difusión registra la proporción de las series del índice compuesto que está aumentando en un determinado momento sobre el total de series que componen el índice compuesto. El índice de difusión varía entre 0 y 100 si se mide en porcentajes, o entre 0 y la máxima cantidad de series que integran el índice compuesto si se mide en valores absolutos.

En un análisis gráfico, cuanto mayor sea la coincidencia entre el indicador líder y su índice de difusión, mayor habrá sido el impacto de la mayoría de componentes del indicador líder sobre la variación de éste y menor el impacto de una variación irregular en alguno de ellos. Esta mayor coincidencia tendría efectos positivos sobre la

[14] Ver, por ejemplo, los casos de Alemania, México, Noruega y los Estados Unidos de América en Petit, Salou, Beziz y Degain (1996), Centro de Investigación en Finanzas y Mercado de Capitales (1999); y OECD (2001).
[15] Centro de Investigación en Finanzas y Mercado de Capitales (1999); y OECD (2001).
[16] OECD (2001).

capacidad del índice líder para anticipar los puntos de quiebre y evitar las falsas señales y la no identificación de puntos de quiebre, de ahí la importancia de calcular el índice de difusión.

4.2.4 Cambio porcentual en el Indicador Líder e Índice de Difusión

Una regla de evaluación de la capacidad predictiva de los *turning points* es transformar simultáneamente el indicador líder y el índice de difusión. Este tipo de transformaciones simultáneas ha conducido a resultados importantes, como se señala a continuación:

The Conference Board para la economía estadounidense: "El análisis histórico muestra que advertencias de recesión son mejor determinadas cuando la tasa anualizada de cambio en el índice líder 6-meses (es decir, comparando el valor de cada mes con el de 6 meses antes) cae en más de 3,5 por ciento y, al mismo tiempo, el índice difusión se sitúa debajo del 50 por ciento en un horizonte de 6 meses, una declinación en por lo menos la mitad de los componentes del índice de difusión en un período de 6 meses (es decir, comparando el valor de cada mes con el de 6 meses antes)".

En el presente trabajo se muestra que la regla para detectar un pico consiste en que el índice líder caiga en más de 1 por ciento anualizado con respecto a seis meses antes y que el índice de difusión (6 meses) sea menor o igual a 50 por ciento. Para la detección de una sima, se requiere que el índice líder aumente en más de 1 por ciento anualizado con respecto a hace seis meses y que el índice de difusión (6 meses) sea mayor o igual a 50 por ciento.

4.2.5 *Tests* no paramétricos

Es frecuente encontrar entre los criterios de evaluación el adelanto promedio del indicador líder, así como la desviación estándar del mismo[17]. De acuerdo con Granger y Newbold (1986) y Banerji (1999), este criterio tiene poco significado estadístico desde que se desconoce la forma funcional de la distribución de probabilidad de los adelantos. Bajo estas circunstancias, el autor sugiere el empleo de *tests* no paramétricos.

La ventaja de estos *tests* es que no requiere el conocimiento de la forma funcional de la distribución de probabilidad de los adelantos, ni tampoco requiere un número mínimo de observaciones para obtener parámetros estimados confiables.

Banerji (1999) propone diversos *tests* no paramétricos para comparar el desempeño de dos indicadores líderes alternativos, tales como el *Wilcoxon matched-pairs signed-ranks test*, el *Moses test* y el *Randomization test for matched pairs*.

La última prueba nombrada es la desarrollada por el autor. Esta prueba consiste en el cálculo de la diferencia de adelanto de un indicador frente al otro en distintos puntos de quiebre. Seguidamente, suma las diferencias, asignándole signos positivos a cada diferencia. Entonces se comienza a cambiar los signos sistemáticamente, uno por uno, de manera de generar todos los resultados posibles con sumas iguales o mayores que aquélla observada al inicio. Estos resultados permiten encontrar una probabilidad de no aceptación de la hipótesis nula " las diferencias de adelanto entre los dos indicadores no son estadísticamente significativas". Para muestras mayores a 25 observaciones, una aproximación normal puede ser usada.

4.2.6. Probabilidades de *turning points*

Los criterios reseñados hasta el momento son, con excepción de los *tests* no paramétricos, básicamente gráficos y numéricos, pero sin mayor validez estadística. Los recientes adelantos hacia el desarrollo de criterios de evaluación más sólidos de los indicadores líderes, intentan aproximarse a los puntos de quiebre en términos de

[17] Ver, por ejemplo, Petit, Salou, Beziz y Degain (1996)

probabilidad de que la economía se encuentre en recesión o expansión, pudiendo fijarse un nivel de significancia para estos valores probabilísticos. A continuación se va a explicar en qué consiste esta aproximación probabilística a la evaluación de los indicadores líderes.

Hamilton (1994) explica que las fases del ciclo – que algunos definen como expansión y recesión, y otros como expansión, recesión y crecimiento estable – pueden ser entendidas como regímenes distintos dentro de un mismo modelo. En otras palabras, el paso de una fase a otra podría ser modelado como un cambio de régimen. En la medida en que hay incertidumbre sobre el momento en que se dará el cambio de fase, el cambio de régimen se considera como una variable aleatoria, cuya ocurrencia futura está sujeta a una probabilidad.

Hamilton (1994) detalla cómo las Cadenas de Markov pueden ser usadas para modelar el indicador líder en medio de una variable aleatoria con cambios discretos, como son los cambios de régimen. El autor muestra que los procesos de distribuciones mixtas – un caso especial dentro de las cadenas markovianas – puede ser de utilidad para el tratamiento de los cambios de régimen discretos.

Diebold y Rudebusch (1989) extienden estos resultados para obtener la probabilidad de ocurrencia de una recesión o pico dado que la economía se encuentra en expansión o de una expansión o sima dado que la economía se encuentra en recesión.
Se define π_t como la **probabilidad de ocurrencia de un *turning point***. Para la predicción de una recesión o pico, π_t está dada por:

$$\Pi_t = \frac{\left[\Pi_{t-1} + \Gamma_t^u\ (1-\Pi_{t-1})\right] f^d(x_t|\bar{x}_{t-1})}{\left\{\left[\Pi_{t-1} + \Gamma_t^u\ (1-\Pi_{t-1})\right] f^d(x_t|\bar{x}_{t-1}) + (1-\Pi_{t-1})\ f^u(x_t|\bar{x}_{t-1})\ (1-\Gamma_t^u)\right\}}$$

donde Γ_t^u es la probabilidad de un pico en el período t dado que uno no ha ocurrido todavía y f^u y f^d son las densidades de probabilidad de que la última observación provenga de un régimen expansivo o recesivo, respectivamente y condicional sobre las observaciones previas. En el caso de la predicción de una expansión o sima, se tiene lo siguiente:

$$\Pi_t = \frac{\left[\Pi_{t-1} + \Gamma_t^d\ (1-\Pi_{t-1})\right] f^u(x_t|\bar{x}_{t-1})}{\left\{\left[\Pi_{t-1} + \Gamma_t^d\ (1-\Pi_{t-1})\right] f^u(x_t|\bar{x}_{t-1}) + (1-\Pi_{t-1})\ f^d(x_t|\bar{x}_{t-1})\ (1-\Gamma_t^d)\right\}}$$

donde Γ_t^d es la probabilidad de una sima en t dada una continua contracción.

Se trabaja con probabilidades de transición invariantes en el tiempo (i.e., $\Gamma_t^u = \Gamma^u$ y $\Gamma_t^d = \Gamma^d$), a las cuales se asigna valores iniciales. Los valores de Γ^u y Γ^d son aquellos que minimizan los estadísticos QPS y LPS, a ser explicados en las páginas siguientes.
En la construcción de f^u y f^d se emplean las variaciones porcentuales simétricas de los indicadores compuestos adelantados. Luego de agrupar las observaciones de los indicadores compuestos en dos grupos correspondiendo a los regímenes de expansión y recesión, se procede a estimar las densidades relevantes f^u y f^d. Se emplea además la función de densidad normal.

π_{t-1} es igual a cero cuando empieza un nuevo régimen. A esta variable se le impone un límite superior de 0,95 debido a que si toma un valor de 1 forzaría a que las predicciones de probabilidad restantes sean iguales a uno en el régimen.

4.2.7. *Scoring Rules*

Diebold y Rudebusch (1989) construyen unos estadísticos denominados *scoring rules* para evaluar el desempeño de la distribución de probabilidad de ocurrencia de un *turning point.*

Se define P_t como la probabilidad de ocurrencia de un *turning point* en la fecha t (o de manera más general, sobre un horizonte específico H más allá de t). P_t se calcula a partir del indicador compuesto líder. De igual modo se define R_t como la serie de realizaciones, la cual es igual a uno si un *turning point* ocurre en el período t (o sobre el horizonte H) y es igual a cero de otro modo. En nuestro caso, R_t se estima a partir de la serie del PBI.

Quadratic Probability Score

$$QPS = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} 2\,(P_t - R_t)^2$$

El QPS varía entre 0 y 2, correspondiendo el valor de 0 a un ajuste perfecto. Mide la precisión.
Se trabaja para horizontes de predicción en la variable de realización R_t que van de 1 a 9 meses[18]. Para cada horizonte, se obtiene el Γ^u que minimiza el QPS. Asimismo se halla el Γ^d que minimiza el estadístico en cuestión.

Log Probability Score

$$LPS = -\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left[(1-R_t)\ln(1-P_t) + R_t\ \ln(P_t)\right]$$

El LPS varía entre 0 e infinito, correspondiendo el valor de 0 a un ajuste perfecto. Mide la precisión. La función de pérdida asociada al LPS difiere con la correspondiente a la del QPS ya que grandes errores son penalizados más estrictamente bajo el LPS.

Al igual que para el QPS, se trabaja para horizontes de predicción en R_t que van de 1 a 9 meses. Para cada horizonte, se obtiene el Γ^u que minimiza el LPS. De igual manera se halla el Γ^d que minimiza el presente estadístico. En nuestras estimaciones, se elige este criterio para determinar Γ^u y Γ^d ya que se penalizan con mayor fuerza los errores.

Global Squared Bias

$$GSB = 2\,(\overline{P} - \overline{R})^2$$

$$\overline{P} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} P_t$$

$$\overline{R} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} R_t$$

El GSB mide la calibración de la predicción total. Al igual que el QPS, varía entre 0 y 2, correspondiendo el valor de cero a una calibración global perfecta.

También se trabaja para horizontes de predicción que van de 1 a 9 meses en la variable R_t. Los Γ^u y Γ^d empleados son aquellos que minimizaron el estadístico QPS.

[18] Debido a que varios ciclos en la economía peruana han sido de corta duración.

5. Resultados econométricos para la economía peruana

5.1 Consideraciones previas

En forma previa a la presentación de los resultados de los modelos de Auerbach – para predecir la trayectoria del PBI mensual – y de *The Conference Board* – para predecir la ocurrencia de *turning points* en el ciclo del PBI – es preciso efectuar algunos comentarios.

En primer lugar, se puede mencionar a Morón E. y Casas C., I (2002), quienes refiriéndose a las características del ciclo económico de la economía peruana destacan:

- Corta duración promedio del ciclo (3 años).
- Duración promedio de las expansiones: 14 meses.
- Duración promedio de las recesiones: 20 meses.
- Alta volatilidad del ciclo, ya que la desviación estándar del ciclo del PBI es alrededor del 6 por ciento, mientras que la del resto de América Latina es aproximadamente 5 por ciento y la de los Estados Unidos de América es menor a 2 por ciento.
- La volatilidad del ciclo peruano está afectado por la evolución de la inversión pública, inversión privada e importaciones.

Obsérvese, por ejemplo, que Diebold y Rudebusch (1989) señalan "la asimetría del ciclo de negocios de los Estados Unidos de América: expansiones largas y graduales y contracciones cortas y abruptas".

En suma, el ciclo peruano confirma que las fases de expansión y recesión no son simétricas, aunque a diferencia de lo que sucedería en las economías desarrolladas las expansiones son, en promedio, de menor duración que las recesiones.

En segundo lugar, habría que describir brevemente las fuentes y características de las series macroeconómicas recopiladas para efectuar la estimación econométrica.

Se recopilaron un total de 519 series macroeconómicas de las más diversas fuentes: Banco Central de Reserva, Superintendencia de Banca y Seguros, Superintendencia Nacional de Administración Tributaria, Superintendencia Nacional de Aduanas, Grupo Apoyo, Instituto Nacional de Estadística e Informática, entre otras. El número mencionado incluye una misma serie expresada en valores nominales y en valores reales.
La frecuencia de las series es mensual, y los datos empiezan en enero de 1992. Se cuenta con información hasta mayo del 2002. Nótese que para el modelo de Auerbach se requiere que todas las series tengan el mismo número de observaciones; en cambio, para el modelo de *The Conference Board* no se exige este requisito.

Durante el proceso de búsqueda de series se enfrentaron diversos inconvenientes. Entre ellos, se pueden citar los siguientes:

- Sólo se dispone de una serie cualitativa: el Índice de Confianza de Apoyo. En el mercado no hay disponible otras series cualitativas suficientemente largas y con una metodología más o menos uniforme. Hay que observar la limitación que esto impone a la elaboración del indicador líder, ya que por ejemplo los indicadores líderes de otros países están compuestos en una proporción importante por variables cualitativas que reflejan las expectativas de los consumidores y negocios.
- Deficiencias de información del mercado laboral, expresadas en: falta de series que midan la evolución de las principales variables del mercado, problemas de cobertura y de oportunidad.

5.2 Características del ciclo peruano: probabilidades de *switching* o de distribuciones mixtas[19]

En primer lugar, se describe la teoría existente y luego su aplicación al PBI peruano. El proceso de distribuciones mixtas empieza definiendo como s_t al **régimen** en el que se encuentra un proceso en la fecha t. Existen N regímenes posibles (s_t = 1, 2, ..., o N). Cuando el proceso se encuentra en el régimen 1 se presume que la variable observada y_t proviene de la distribución $N(\mu_1, \sigma_1^2)$. Si el proceso se encuentra en el régimen 2, entonces y_t proviene de la distribución $N(\mu_2, \sigma_2^2)$, así sucesivamente. La **densidad de y_t, condicional** en la variable aleatoria s_t la cual toma el valor de j es:

$$f(y_t|s_t = j;q) = \frac{1}{\sqrt{2p}\ s_j} \exp\left\{\frac{-(y_t - m_j)^2}{2\, s_j^2}\right\} \qquad (1)$$

para j = 1, 2, ..., N, donde θ es el vector de parámetros poblacionales que incluye a μ_1, ..., μ_N y σ_1^2, ..., σ_N^2.

Se presume que el régimen no observado $\{s_t\}$ ha sido generado por alguna distribución de probabilidad, en la que la **probabilidad incondicional de que s_t sea igual a j** se denota por π_j:

$$P\{s_t = j;q\} = p_j \qquad para \quad j = 1, 2, ..., N \qquad (2)$$

Las probabilidades π_1, ..., π_N también están incluidas en θ:

$$q \equiv (m_1, ..., m_N, s_1^2, ..., s_N^2, p_1, ..., p_N)'$$

La **función de distribución de densidad conjunta para y_t y s_t** se define como:

$$p(y_t, s_t = j;q) = f(y_t|s_t = j;q)\, P\{s_t = j;q\} \qquad (3)$$

A partir de (1) y (2) la función anterior está dada por:

$$p(y_t, s_t = j;q) = \frac{p_j}{\sqrt{2p}\ s_j} \exp\left\{\frac{-(y_t - m_j)^2}{2\, s_j^2}\right\} \qquad (4)$$

La densidad incondicional de y_t se halla sumando (4) sobre todos los valores posibles de j:

[19] Hamilton (1994).

$$
\begin{aligned}
f(y_t;q) &= \sum_{j=1}^{N} p(y_t, s_t = j; q) \\
&= \frac{p_1}{\sqrt{2p}\ s_1} \exp\left\{\frac{-(y_t - m_1)^2}{2\, s_1^2}\right\} \\
&+ \frac{p_2}{\sqrt{2p}\ s_2} \exp\left\{\frac{-(y_t - m_2)^2}{2\, s_2^2}\right\} + ... \\
&+ \frac{p_N}{\sqrt{2p}\ s_N} \exp\left\{\frac{-(y_t - m_N)^2}{2\, s_N^2}\right\}
\end{aligned}
\qquad (5)
$$

La **probabilidad de que el proceso se encuentre en el régimen j** – dadas las estimaciones de θ y el valor de la observación y_t – está representada por:

$$
P\{s_t = j | y_t; q\} = \frac{p(y_t, s_t = j; q)}{f(y_t; q)} = \frac{p_j\ f(y_t | s_t = j; q)}{f(y_t; q)} \qquad (6)
$$

En otras palabras, esta probabilidad denota la probabilidad condicional que las t observaciones fueran generadas por el régimen j.

La estimación de máxima verosimilitud de θ representa la solución al siguiente sistema de ecuaciones no lineales, sistema que se resuelve vía el algoritmo EM:

$$
\hat{m}_j = \frac{\sum_{t=1}^{T} y_t\ P\{s_t = j | y_t; \hat{q}\}}{\sum_{t=1}^{T} P\{s_t = j | y_t; \hat{q}\}} \qquad para \quad j = 1, 2, ..., N \qquad 7)
$$

$$
\hat{s}_j^{\,2} = \frac{\sum_{t=1}^{T} (y_t - \hat{m}_j)^2\ P\{s_t = j | y_t; \hat{q}\}}{\sum_{t=1}^{T} P\{s_t = j | y_t; \hat{q}\}} \qquad para \quad j = 1, 2, ..., N \qquad (8)
$$

$$
\hat{p}_j = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} P\{s_t = j | y_t; \hat{q}\} \qquad para \quad j = 1, 2, ..., N \qquad (9)
$$

El algoritmo EM empieza con un valor arbitrario. Comenzando con un valor arbitrario inicial de θ, denotado $\theta^{(0)}$, se puede calcular $P\{s_t = j \mid y_t; \theta^{(0)}\}$ de (6). Luego se pueden calcular las magnitudes a la derecha de (7) a (9) con $\theta^{(0)}$ en lugar de $\hat{q}$. El lado izquierdo de (7) a (9) producirá un nuevo estimado $\theta^{(1)}$. Este estimado $\theta^{(1)}$ puede ser usado para volver a evaluar $P\{s_t = j \mid y_t; \theta^{(1)}\}$ y recalcular las expresiones del lado derecho de (7) a (9). El lado izquierdo de (7) a (9) luego puede producir un nuevo estimado $\theta^{(2)}$. Se continúa iterando hasta que el cambio entre $\theta^{(m+1)}$ y $\theta^{(m)}$ sea más pequeño que algún criterio de convergencia especificado.

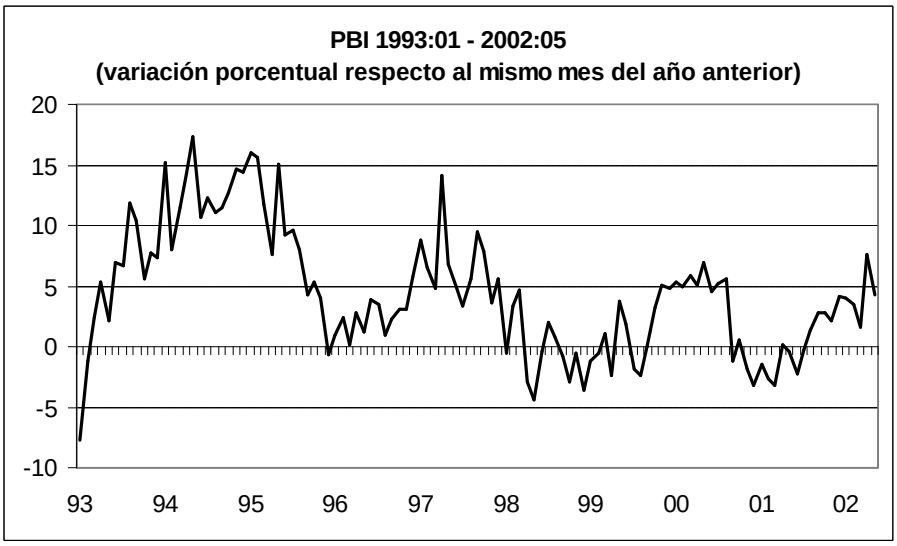
Aplicación al Producto Bruto Interno

La siguiente parte está basada en el trabajo de Johnson (2000). Se realizan cálculos sobre la variación anualizada de la serie de PBI original.

Se trabaja con tres estados de la naturaleza posibles. El primero de ellos es uno de *boom*, en que el crecimiento se produce con riesgo inflacionario. En este caso la economía se encuentra sobrecalentada, siendo insostenible en el tiempo y esto incidiría en un ajuste de la política monetaria con el fin de contener el gasto excesivo. El segundo estado es de crecimiento estable, el cual es sostenible y también se le conoce como crecimiento potencial. En esta situación no existen riesgos inflacionarios evidentes y el gasto agregado evoluciona de tal forma que no se requiere un ajuste en la política monetaria para expandir o contraer la demanda agregada. El último estado es el recesivo, el cual es no deseado al igual que el de *boom*. En este estancamiento el rol de la política monetaria es activo con el objetivo de reactivar la demanda agregada.

En la siguiente gráfica se puede apreciar la evolución de la actividad económica medida por el PBI desde enero de 1993 hasta mayo del 2002. La serie está expresada en variación porcentual real respecto al mismo mes del año anterior.

Gráfico 1



Se realizan las estimaciones y se logra la convergencia luego de 88 iteraciones. Como se puede apreciar en la siguiente tabla, el crecimiento promedio en un estado de *boom* es de 12,75 por ciento, en tanto que el crecimiento estable promedio es de 4,89 por ciento y el recesivo –0,51 por ciento. La mayor desviación estándar corresponde al estado de *boom*, seguida muy de cerca por la del estado recesivo. También se puede observar que en el período analizado la mayor probabilidad de ocurrencia corresponde al estado de crecimiento estable (46,12 por ciento).

Cuadro 1

Tasas de convergencia para distintos estados			
Estadístico	*Boom*	Crecimiento Estable	Recesión
Crecimiento (%)	12,75	4,89	-0,51
Desv. Estándar (%)	2,51	2,15	2,47
Probabilidad (%)	18,16	46,12	35,72

En las siguientes tres gráficas se puede apreciar cómo convergen la tasa de crecimiento, la desviación estándar y la probabilidad de ocurrencia de los tres estados alternativos.

Gráfico 2

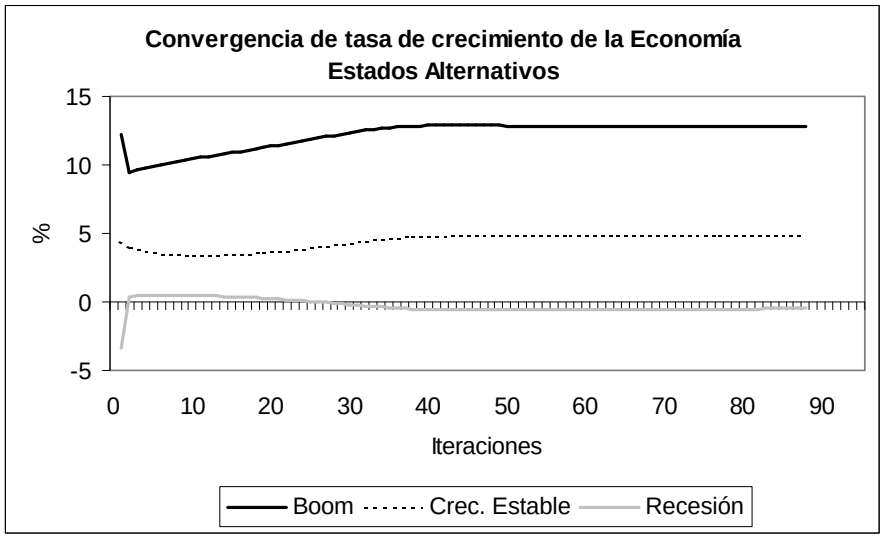


Gráfico 3

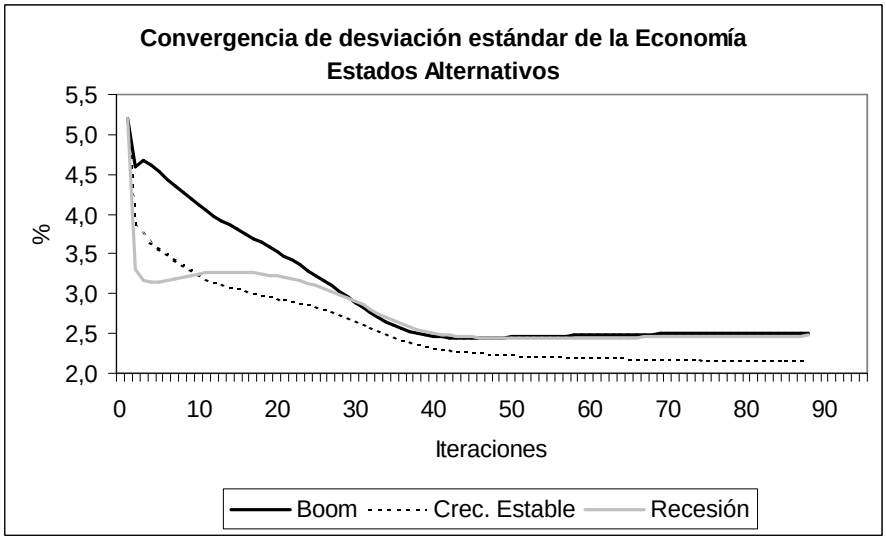
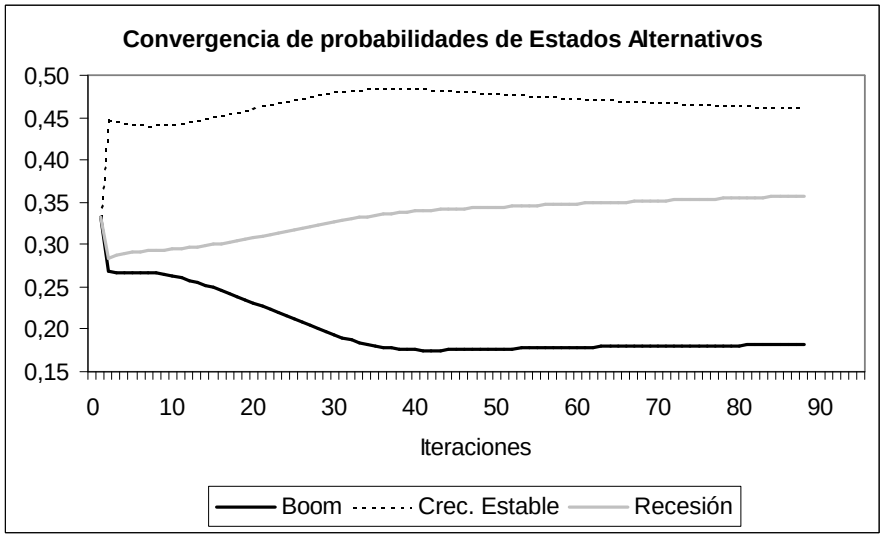
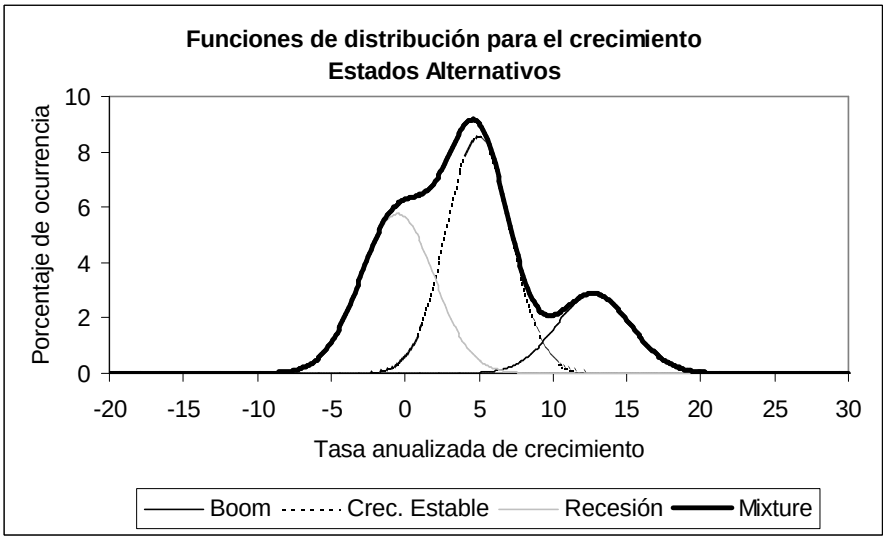


Gráfico 4



Las distribuciones de los tres estados de la naturaleza se pueden agregar en una sola. Esto se muestra en la siguiente gráfica. A partir de la ecuación (4) se puede expresar cada distribución. La mixture es la suma de las tres distribuciones anteriores.

Gráfico 5



Es interesante observar la probabilidad de que la economía se encuentre en cada estado de la naturaleza. Como es lógico, la suma de probabilidades de los tres estados debe ser igual a uno para cada observación de PBI. Lo anterior se muestra en los siguientes tres gráficos.

Gráfico 6

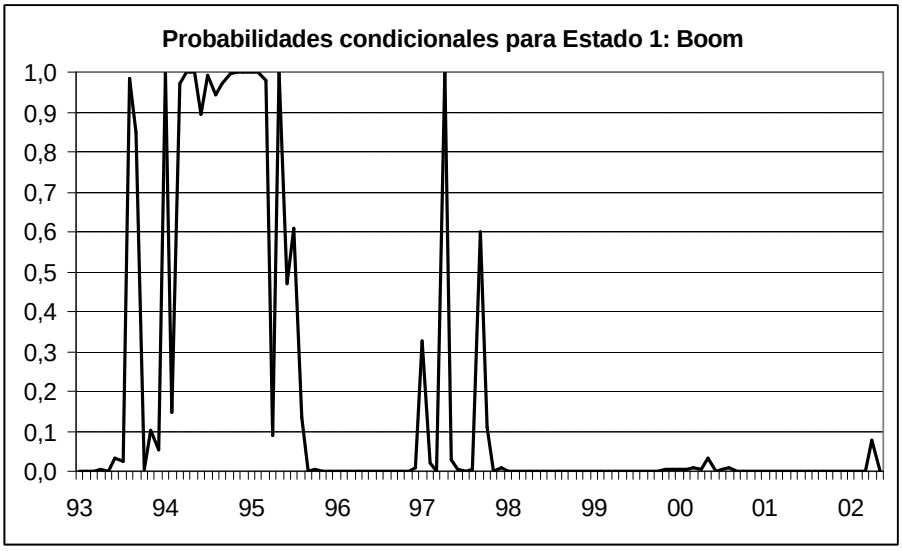


Gráfico 7

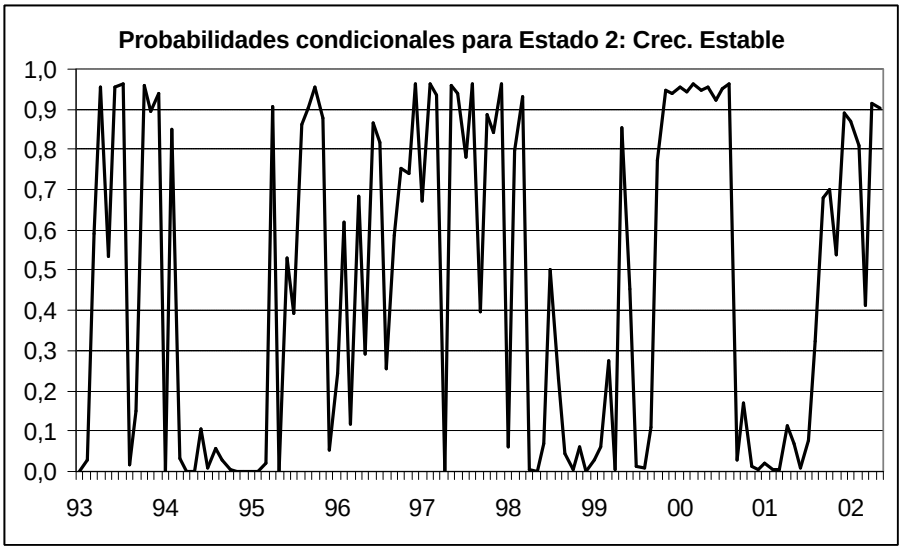
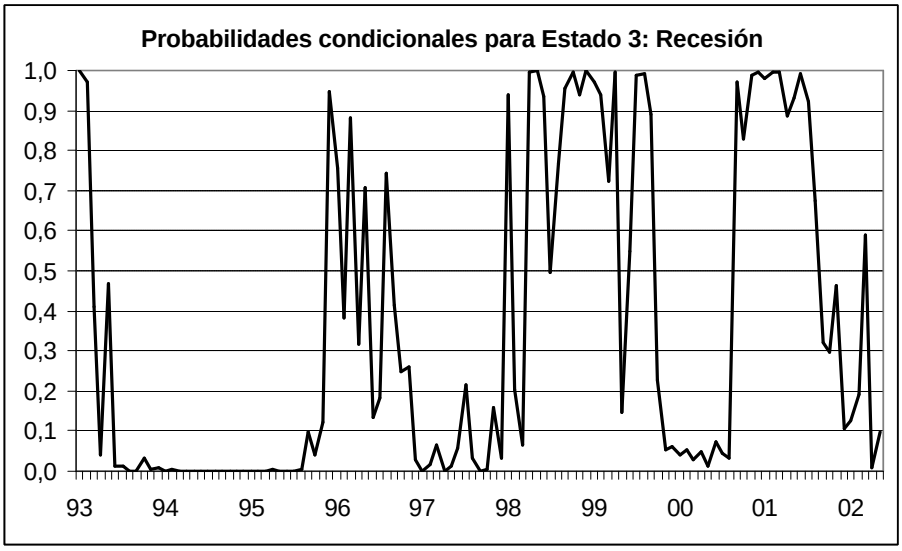


Gráfico 8



Se puede construir un índice de modificación de política monetaria (índice de probabilidad) a partir de las tres probabilidades estimadas. Este índice que representa la necesidad de modificar la política monetaria oscila entre 0 y 1. Mientras el indicador es más alto, esto evidencia un riesgo de sobrecalentamiento de la economía por lo que la política monetaria debe ser restrictiva. Si el valor del índice es cercano a 0,5 entonces la actividad económica no presenta riesgos de exceso ni recesivos, por lo que la política monetaria debe ser neutra. Finalmente, si el indicador se encuentra alrededor de 0 entonces la economía se encontraría en un proceso recesivo por lo que la política monetaria debe ser expansiva.

Este índice (F) se construye de la siguiente manera:

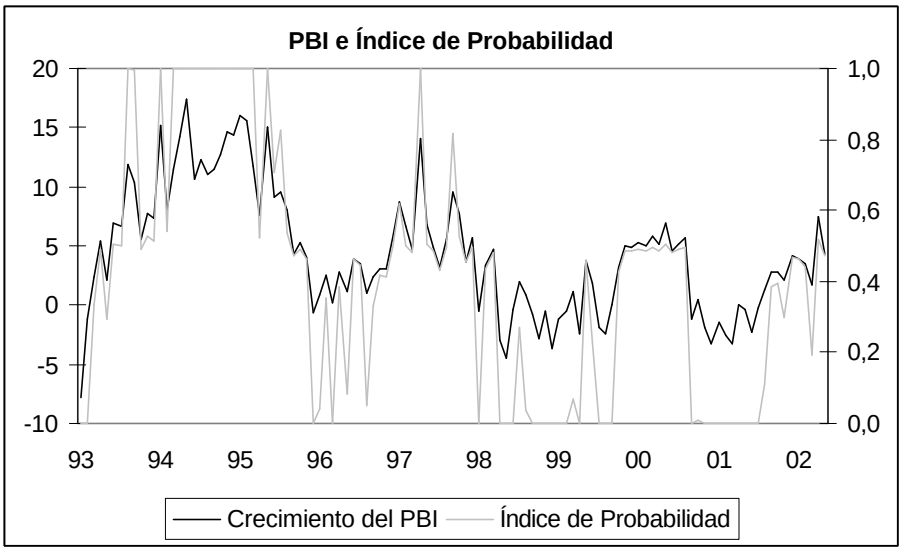
$$F = \frac{e^x}{1+e^x} \qquad (10)$$

donde:

$$x = \frac{P[Boom] - P[\text{Re}cesión]}{P[Crec.\ Estable]}$$

Los resultados se muestran en el siguiente gráfico, el cual compara el crecimiento anualizado del PBI y el Índice de Probabilidad, evidenciándose una gran similitud

Gráfico 9



Se puede aproximar el crecimiento del PBI a partir de las probabilidades generadas por el modelo de cambios de régimen. El PBI estimado se puede construir partiendo de la definición del valor esperado en función de las probabilidades condicionales generadas en el modelo:

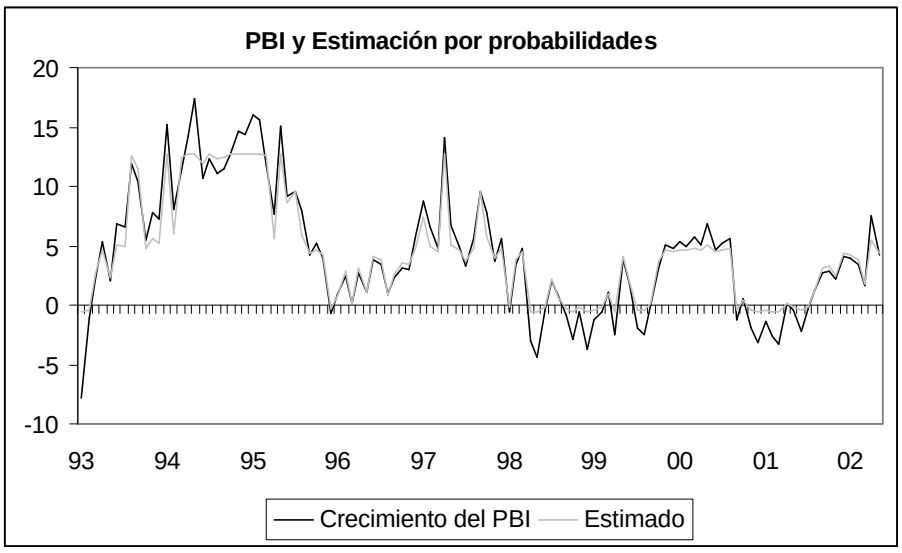
$$E(y_t) = \sum_{j=1}^{3} P\{s_t = j | y_t; q\} \hat{m}_j \qquad (11)$$

donde:

$$\hat{m}_1 = 12{,}75$$
$$\hat{m}_2 = 4{,}89$$
$$\hat{m}_3 = -0{,}51$$

Los resultados se pueden comprobar en la siguiente gráfica. Nuevamente, existe un gran parecido entre el PBI y su estimado.

Gráfico 10

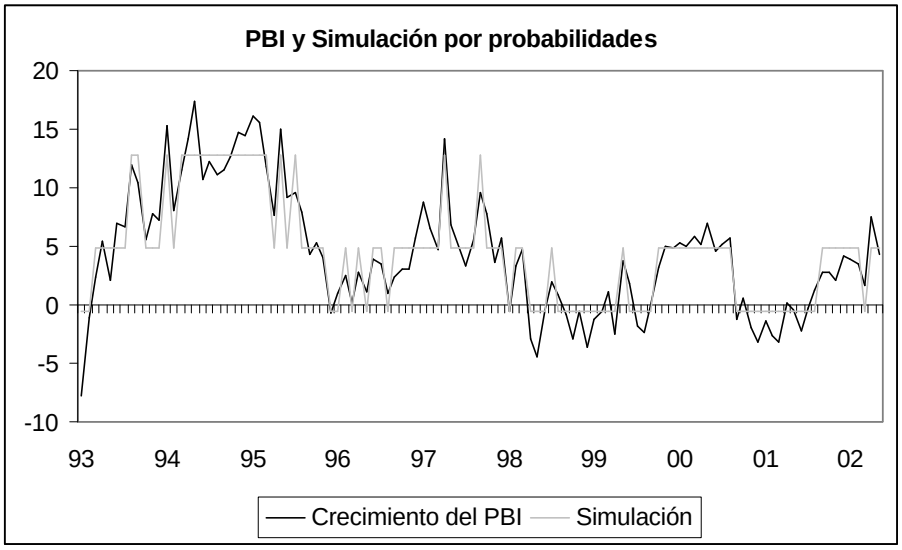


Finalmente se efectúa una simulación en la cual se filtran las probabilidades partiendo de la siguiente función tipo umbral:

$$P\{s_t = j|y_t;q\} = \begin{Bmatrix} 1, & si\ P\{s_t = j|y_t;q\} \geq 0{,}5 \\ 0, & si\ P\{s_t = j|y_t;q\} < 0{,}5 \end{Bmatrix} \qquad (12)$$

En base a (12), se vuelve a estimar (11) obteniéndose una versión más discretizada del crecimiento del PBI. En la siguiente gráfica se comparan el crecimiento del PBI y su simulación.

Gráfico 11



5.3. Modelo de *The Conference Board*

Además de lo explicado en III.3.4., cabe señalar lo siguiente:

- Para determinar el ciclo de crecimiento económico se utilizó la serie de PBI trimestral desestacionalizado. Los *turning points* se identificaron en esta serie bajo el criterio de dos trimestres consecutivos de aumento o descenso. Adicionalmente, se afinaron los puntos de quiebre localizados mediante la observación en esas fechas de la inversión bruta fija privada desestacionalizada y la serie de empleo en establecimientos de 100 o más trabajadores.

- Se empleó el procedimiento X-12 ARIMA para desestacionalizar las series.

- Se analizó la correlación entre cada serie y el PBI real. Los coeficientes de correlación se calcularon sobre las series desestacionalizadas en niveles y sobre el ciclo de las series. La estimación sobre las series en niveles se justifica ya que el método de *The Conference Board* incorpora en el índice compuesto a las variaciones porcentuales de las series en niveles. Por otro lado, el ciclo de una serie aísla a la misma no sólo del efecto estacional sino de la tendencia. El ciclo se estimó como la diferencia entre el logaritmo de la serie desestacionalizada y su tendencia calculada mediante el filtro Hodrick-Prescott.

- En ambos casos, se buscó que la correlación se mantuviera tanto en magnitud como en signo durante todo el período (enero de 1992 en adelante). Para ello, se evaluó el coeficiente de correlación en muestras de 24 meses a lo largo de todo el período estudiado, de tal manera que cuando se le añade una observación al final de la muestra, se le quita una al inicio de la misma. Este método se aplica recursivamente. Si el coeficiente de correlación en valor absoluto cae por debajo de 0,2 se generan dudas acerca de la consistencia del indicador como líder. Lo anterior recibe una mayor penalización si se presenta al final del período estudiado.

- Se seleccionaron 13 variables que mejor desempeño mostraron en términos de correlación con el PBI y permanencia de la magnitud y signo de la correlación.

- Se corrió un programa que seleccionara entre 5 y 11 variables de las 13 disponibles, para conformar el índice compuesto. El programa agrega las series seleccionadas, ponderando cada una por la inversa de su desviación estándar.

- Se realizó un ranking de los índices compuestos en base a los resultados de *U-Theil* estático y dinámico, QPS, LPS y GSB.

- Finalmente, se seleccionó entre los índices disponibles a aquél con mayor significado económico.

- Se calculó el Índice de Difusión para una amplitud de 1 y 6 meses.

El método de *The Conference Board* condujo a un índice líder integrado compuesto por 8 series; 6 de ellas procíclicas; 6 monetarias y/o financieras, 1 de producción y 1 fiscal. Las series son las siguientes:

- Gastos no Financieros del Gobierno Central (procíclica)

- M1 (procíclica).

- Tasa pasiva de corto plazo en MN (contracíclica).

- Tasa del saldo de Certificados de Depósitos BCRP (contracíclica).

- Valor bruto de producción (VBP) de productos químicos, caucho y plásticos (procíclica).

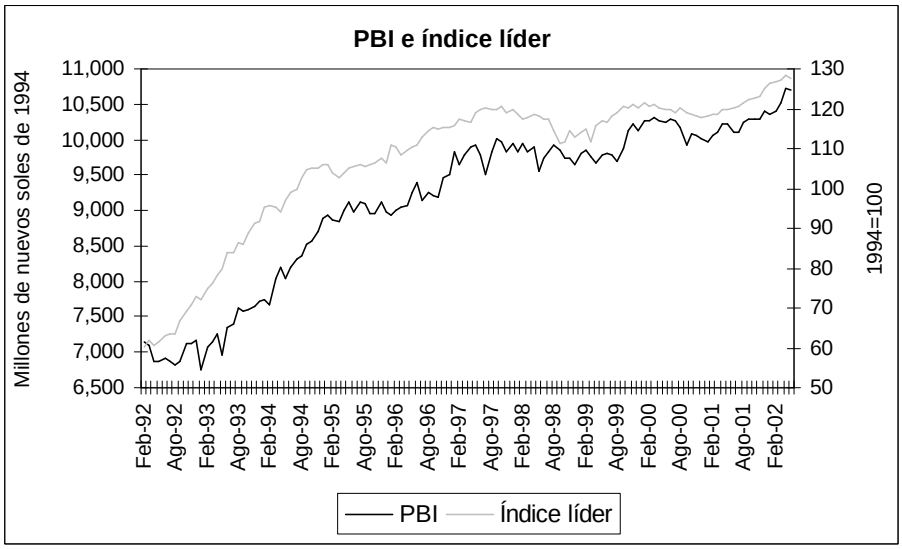
- Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (procíclica).

- Reservas internacionales netas del sistema bancario (procíclica).

- Cotización de los bonos Brady (procíclica)[20].

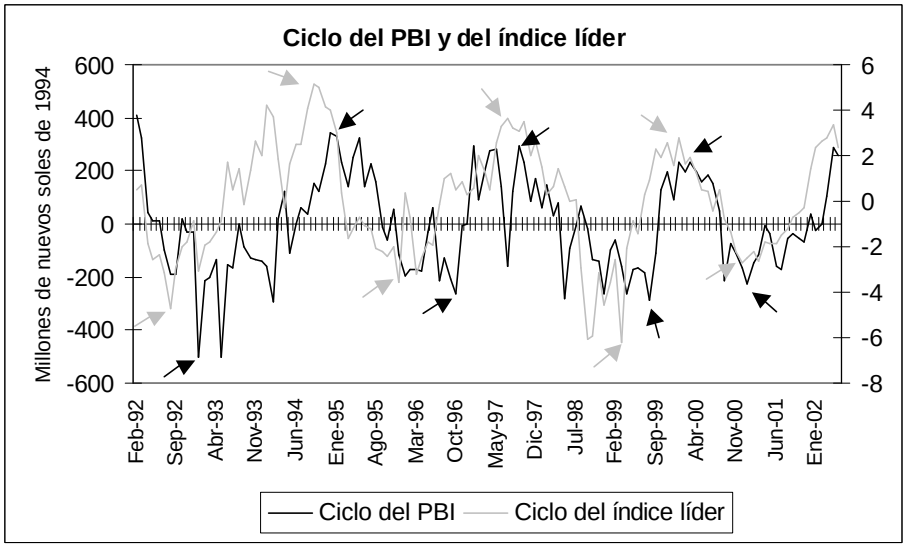
[20] A partir de marzo de 1997, se cuenta con la cotización de los Bonos Brady (PDI más FLIRB). Debido a su similitud, para el período anterior se empleó la cotización de la deuda Peru Citi.

Gráfico 12



A continuación se presentan los ciclos del PBI y del índice líder obtenidos como la diferencia entre las series y su tendencia estimada mediante el filtro Hodrick-Prescott. Las flechas indican los puntos máximos y mínimos de cada uno de los ciclos.

Gráfico 13



A continuación se presenta el adelanto del ciclo del índice líder con respecto a los puntos máximos y mínimos del ciclo del PBI.

Cuadro 2

Nivel de adelanto del índice líder			
Punto	Índice Líder	PBI	Adelanto (en meses)
Mínimo	Ago-92	Ene-93	5
Máximo	Set-94	Dic-94	3
Mínimo	Dic-95	Oct-96	10
Máximo	Jul-97	Set-97	2
Mínimo	Mar-99	Ago-99	5
Máximo	Ene-00	Mar-00	2
Mínimo	Dic-00	Ene-01	1

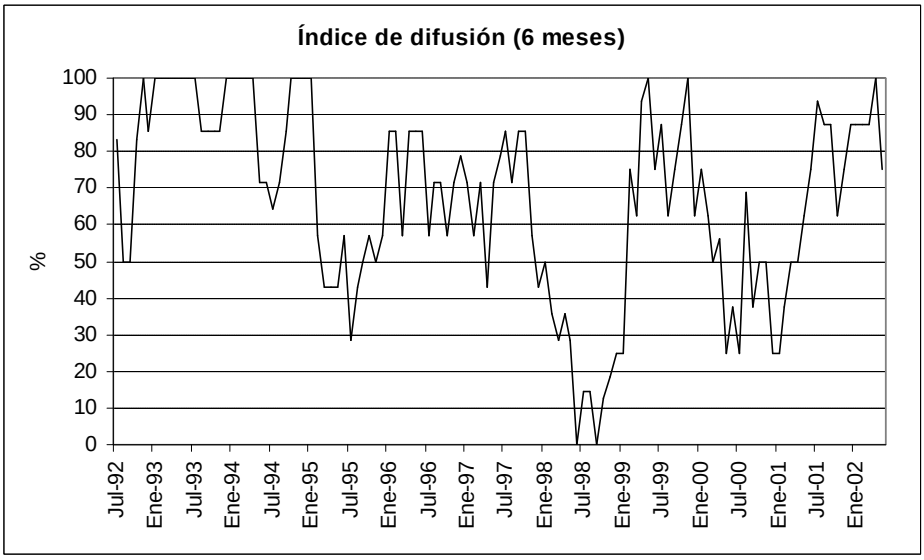
Como se explicó previamente, se obtienen las fases de expansión y recesión del PBI en base al criterio de dos trimestres consecutivos de aumento o contracción, respectivamente.

Cuadro 3

Fases de expansión y recesión (trimestral)		
Fase	Período	
	Inicio	Fin
Expansión		IT-92
Recesión	IIT-92	IT-93
Expansión	IIT-93	IIIT-95
Recesión	IVT-95	IIIT-96
Expansión	IVT-96	IVT-97
Recesión	IT-98	IIT-99
Expansión	IIIT-99	IT-00
Recesión	IIT-00	IT-01
Expansión	IIT-01	

El primer criterio para determinar los *turning points* emplea el índice de difusión a 6 meses junto con la variación porcentual del indicador líder con respecto a hace seis meses. La regla para detectar un pico consiste en que el índice líder caiga en más de 1 por ciento anualizado con respecto a seis meses antes y que el índice de difusión (6 meses) sea menor o igual a 50 por ciento. Para la detección de una sima, se requiere que el índice líder aumente en más de 1 por ciento anualizado con respecto a hace seis meses y que el índice de difusión (6 meses) sea mayor o igual a 50 por ciento.

Gráfico 14



En promedio el indicador líder muestra un notable adelanto. *También se debe considerar que debido a la regla de dos trimestres consecutivos de aumento o caída del PBI para determinar una expansión o recesión, respectivamente, una señal retrasada de turning point de un par de meses no es significativa.*

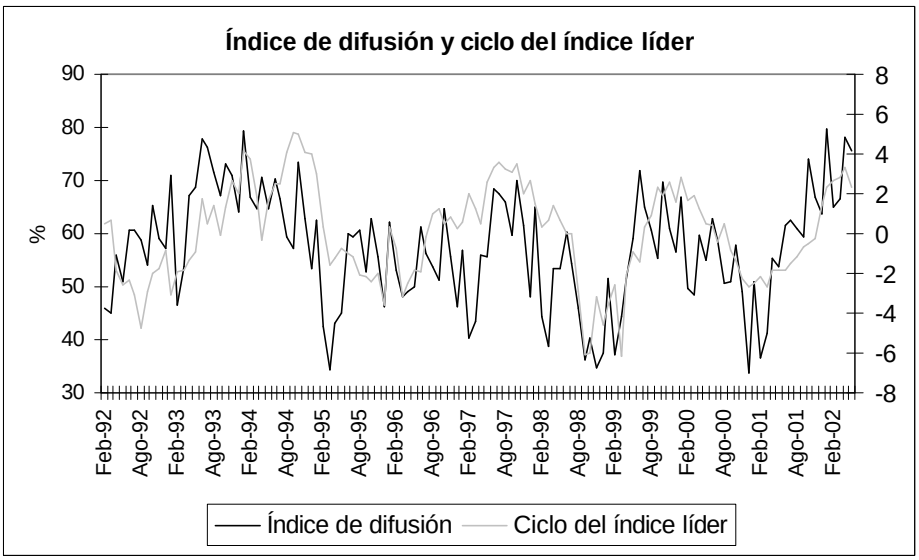
Cuadro 4

Turning points y señales del índice líder
Criterio de 6 meses

Turning point	PBI	Señal del índice líder	Adelanto (en meses)
Sima	Ene-93	Ago-92	5
Pico	Jul-95	Mar-95	4
Sima	Jul-96	Set-95	10
Pico	Feb-98	Ene-98	1
Sima	Abr-99	Feb-99	2
Pico	Mar-00	May-00	-2
Sima	Ene-01	Abr-01	-3

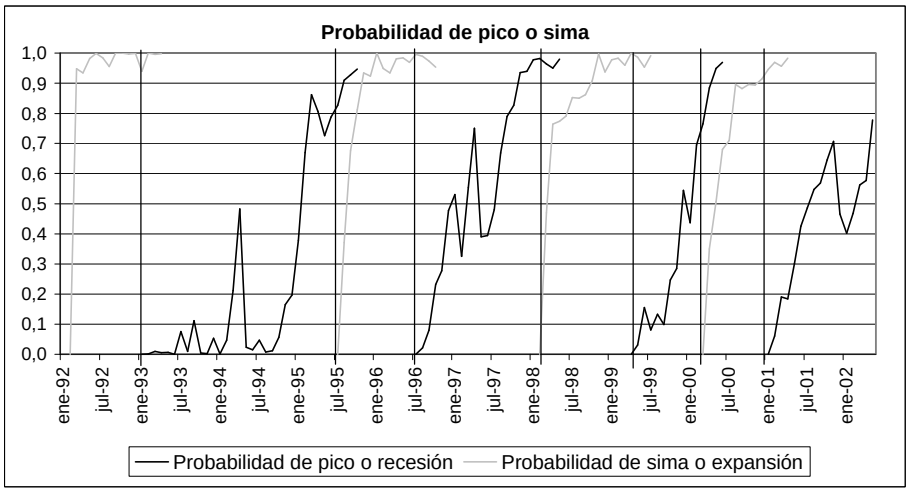
La gráfica que sigue muestra la estrecha relación entre el índice de difusión a 1 mes y el ciclo del índice líder, lo cual estaría indicando que las series que componen el índice líder muestran una alta significancia y representatividad, sin que ninguna de las series destaque más que las otras.

Gráfico 15



Finalmente se obtienen las probabilidades de ocurrencia de *turning points* a partir de Neftci y Diebold y Rudebusch. El valor crítico de la probabilidad es de 0,90 por lo que no hay evidencia de recesión en la última parte de la muestra.

Gráfico 16



Cuadro 5

Turning points y señales del índice líder Criterio de probabilidad de turning point 1/			
Turning point	PBI	Señal del índice líder	Adelanto (en meses)
Sima	Ene-93	Mar-92	10
Pico	Jul-95	Ago-95	-1
Sima	Jul-96	Nov-95	8
Pico	Feb-98	Nov-97	3
Sima	Abr-99	Oct-98	6
Pico	Mar-00	May-00	-2
Sima	Ene-01	Dic-00	1
1/ Valor crítico de la probabilidad: 0,90.			

5.4. Modelo de Auerbach

Se siguió la metodología explicada en III.3.5. Cabría agregar, además, lo siguiente:

- Por el proceso de "rankeo" quedaron 15 series - con su rezago óptimo - más la variación de días feriados últimos doce meses.

- Se calcularon todas las regresiones posibles que tuvieran de 5 a 10 regresores además de los días feriados - extraídos de las 15 series mencionadas. Se impuso a estas regresiones dos condiciones: un R–cuadrado de 0,90 y signos esperados correctos (positivos si las variables son procíclicas y negativos si son contracíclicas).

- Se ajustó las regresiones por heterocedasticidad mediante la matriz de covarianza de Newey-West.

- Además en la selección se emplearon los siguientes criterios: el Durbin-Watson, la U de Theil y la bondad de predicción *in-sample* en el último año.

- La regresión final tiene un ajuste de 0,91, estabilidad de parámetros, y el menor rezago entre los regresores es de 2, por lo que la ecuación ofrece predicciones de dos meses adelante.

El método de Auerbach condujo a un índice líder integrado por 10 series; 7 procíclicas y 3 contracíclicas; 6 monetarias y/o financieras, 1 fiscal, 1 de producción, 1 de precios y 1 variable cualitativa. Las series integrantes son las siguientes:

- Tasa efectiva de fondos federales de los Estados Unidos de América (contracíclica)

- Cotización de los bonos Brady (procíclica).

- Tasa activa en moneda nacional (contracíclica).

- Reservas internacionales netas del sistema bancario (procíclica).

- Impuesto General a las Ventas interno (procíclica).

- Apalancamiento de la Banca Comercial (procíclica).

- *Spread* de plazos de la tasa pasiva en moneda nacional (contracíclica).

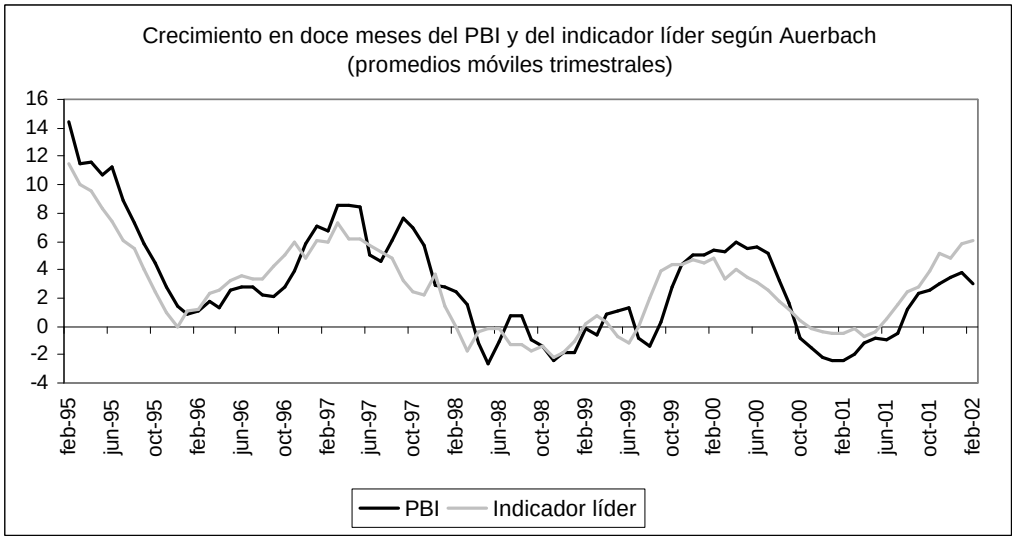
- Cotización del Oro (procíclica).

- Índice de Confianza de Apoyo[21] (procíclica).

- PBI primario (procíclica).

En el gráfico siguiente se muestra la trayectoria del indicador líder-doce meses frente a la evolución del PBI-doce meses, habiéndose en ambos casos aplicado promedios móviles trimestrales. Se puede observar que las tasas del indicador líder anticipan a las del PBI.

Gráfico 17



6. Conclusiones y recomendaciones

- Se efectuó la estimación de dos indicadores líderes: uno para la trayectoria del ciclo del PBI y otro para identificar los *turning points* de dicho ciclo. En el primer caso se empleó el método de Auerbach en la forma presentada en Bravo y Franken (2001); en el segundo, se acudió al método desarrollado por *The Conference Board* de los Estados Unidos de América.

- Bajo el método de Auerbach se obtuvo un indicador líder con buenas propiedades de predicción. El índice obtenido está integrado por 6 variables monetarias y/o financieras, 1 del sector fiscal, 1 de producción, 1 de precios y una variable de expectativas. El índice permite predecir el PBI con dos meses de adelanto.

- De otro lado, con el método de *The Conference Board* se alcanzó un índice líder compuesto por 6 variables monetarias y/o financieras, 1 de producción y 1 fiscal.

- Con la combinación de los índices líder y de difusión en un horizonte de 6 meses se identificó una regla para la determinación temprana de las fases del ciclo. Las recesiones se identificarían con una caída anualizada mayor a 1 por ciento en el índice líder 6-meses y un índice de difusión menor o igual a 50 por ciento en el mismo lapso. Para expansiones se requiere el crecimiento anualizado mayor a 1 por ciento en el índice líder 6-meses así como un valor en el índice de difusión de 50 por ciento o más.

[21] Recoge las opiniones de la población sobre la política económica, el Presidente de la República y la situación económica familiar pasada y futura.

- Con el modelo de *The Conference Board* los inicios de las expansiones son detectados con más anticipación que los inicios de las recesiones.

- La teoría de *switching* o de distribuciones mixtas aplicada al PBI revela que nuestra economía ha atravesado por tres períodos entre 1993 y el 2002: recesión con una tasa de decrecimiento promedio de 0,51 por ciento, crecimiento estable con una tasa promedio de 4,89 por ciento y *boom* con una tasa promedio de 12,75 por ciento. Se observa, además, que la recesión ha ocurrido en el 35,72 por ciento de la muestra, el crecimiento estable en el 46,12 por ciento y el *boom* en 18,16 por ciento.

- La escasez de encuestas y de información del mercado laboral dificultó la elaboración de los indicadores líderes.

- Se recomienda evaluar la realización de encuestas a empresas y al público para generar información que pueda ser incorporada en los modelos de indicadores líderes.

7. Bibliografía

Arnaud, Benoit, The OECD System of Leading Indicators: Recent Efforts to meet User's Needs, octubre del 2000.

Arnaud, Benoit y Hong Eun-Pyo, Comparison of compilation methodologies for the Composite Leading Indicators of Euro Area, agosto del 2001.

Auerbach, A.J., The Index of Leading Indicators: Measurement without Theory thirty-five years later, Review of Economics and Statistics 64, 1982, pp. 589-595.

Banerji, A. e Hiris, L., A Multidimensional Framework for Measuring Business Cycle, Long Island University and ECRI, 2001.

Banerji A., The Lead Profile and Other Non-Parametric Tools to evaluate Survey Series as Leading Indicators, ECRI, 1999.

Bravo, Felipe y Franken, Helmut, Un Indicador Líder del IMACEC, Banco Central de Chile, Documento de Trabajo N° 99, junio del 2001.

Brischetto, A. y Voss, G., Forecasting Australian Economic Activity using Leading Indicators.

Brouwer, Gordon, Estimating Output Gaps, Reserve Bank of Australia, 1998.

Brunet, Olivier, Calculation of Composite Leading Indicators: a Comparison of two different Methods, octubre del 2000.

Burns A. F., y Mitchell, W. C., Measuring Business Cycles, NBER Studies in Business Cycles N° 2, Columbia University Press, New York, 1946.

Centro de Investigación en Finanzas y Mercado de Capitales de la Universidad Torcuato di Tella, Indicador Líder del Nivel de Actividad de la Economía Argentina, octubre de 1999.

Clements, M. y Hendry, D., Forecasting Economic Time Series, Cambridge University Press, 1998.

Cullity J. y Banerji A., Procedures for Constructing Composite Indexes: a Re-assessment, 1996.

Cullity J. y Moore, G.H., Long-leading and short-leading indexes, en Moore G.H. (ed.), Leading Indicators for the 1990s, 1990.

Diebold F. X., y Rudebusch G. D., Scoring the Leading Indicators, Journal of Business 62, 1989.

Diebold F. X., y Rudebusch G. D., Forecasting Output with the Composite Leading Index: A Real-Time Analysis, Journal of the American Statistical Association 86, 1991.

Everhart, S. y Duval-Hernández R., Short-Term Macro Monitoring Leading Indicator Construction – México, Working Paper 01-8, Georgia State University, junio de 2001.

Granger, C.W.J. y Newbold P., Forecasting Economic Time series, 1986.

Hamilton, James, a New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, Econometrica 57, 1989.

Hamilton, John, Time Series Analysis, Princeton University Press, 1994.

Harvey, Andrew, Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Camdridge University Press, 1989.

Iacovello, Mateo, Short-Term Forecasting: Italian GDP, One Quarter to Two Years Ahead, IMF Working Paper 2001.

Johnson, Christian, Un Modelo de Switching para el Crecimiento en Chile, Documentos de Trabajo N° 84, Banco Central de Chile, 2000.

Kim, Chang-Jin y Nelson, Charles, State Space Models with Regime Switching, 1999.
Lahiri, K. y Moore, G., Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records,Cambridge University Press, 1991.

Maravall, A. y Del Río, A., Time Aggregation and the Hodrick-Prescott Filter, Banco de España, 2001.

Melo, Luis y Riascos, Alvaro, El producto potencial utilizando el filtro de Hodrick – Prescott con parámetro de suavización variable y ajustado por inflación: Una aplicación para Colombia, Banco de la República, 1997.

Morón, E. y Casas, C. I, Indicadores Líderes para la Economía Peruana, mimeo, mayo de 2002.

Morón, E. y Casas, C. II, Metodología para la Construcción de Índices Líderes y Coincidentes, mimeo, mayo de 2002.

Neftci S.N., Lead-lag Relations, Exogeneity, and Prediction of Economic Time-Series, Econometrica, 47, 1979, pp. 101-113.

Neftci S.N., Optimal Prediction in Cyclical Downturns, Journal of Economic Dynamics and Control 4, 1982.

Nilsson, Ronny, Confidence Indicators and Composite Indicators, octubre del 2000.

Nilsson, Ronny, Use of Economic Indicators for Measuring Economic Trends, Workshop on Key Economic Indicators, OECD, mayo de 2000.

Ochoa, E. y Lladó, J., Proyección de la Actividad Económica para la Economía Peruana: el Uso de Indicadores Líderes, XVIII Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú, enero de 2002.

OECD, OECD Composite Leading Indicators: a Tool for short-term analysis, junio del 2001.

Orphanides, A. y Van Norden, S., The reliability of output gap estimates in real time, Federal Reserve System, 1999.

Petit G., Salou G., Beziz P. y Degain C., An Update of OECD Leading Indicators, OECD, octubre de 1996.

Stock, J., y Watson M, New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators, NBER Macroeconomics Annual vol. 4, MIT Press, 1989.

The Conference Board, How to make the Composite Index of Leading Economic Indicators more timely, setiembre del 2000.

The Conference Board, U.S. Leading Economic Indicators.

The Conference Board, Updating the Composite Index.

The Conference Board, How to compute Diffusion Indexes.

The Conference Board, Components of the Composite Indexes.

The Conference Board, The Conference Board's Business Cycle Indicators Project.

Valle, Angélica, Un Indicador Adelantado del Ciclo Económico para el Ecuador, Nota Técnica N° 59, agosto de 1999.

Estimación del Pass-Through del Tipo de Cambio a Precios: 1995-2002

Shirley Miller*

smiller@bcrp.gob.pe

1. Introducción

Desde el año 2002, el Banco Central de Reserva del Perú (BCR) ha adoptado un esquema de Meta Explícita de Inflación (*inflation targeting*). Este implica anunciar anticipadamente una meta de inflación para el año, de modo que se anclen las expectativas de inflación del público y se de mayor transparencia a la política monetaria.

Para poder cumplir con la meta anunciada es importante que el Banco Central pueda identificar los mecanismos de trasmisión de su política monetaria y responder de manera adecuada ante choques externos e internos que afecten la economía y arriesguen su meta.

Uno de los mecanismos más importantes en el estudio de la política monetaria es el del tipo de cambio. Fluctuaciones en el tipo de cambio pueden afectar tanto el producto como el nivel de precios de una economía, haciéndola vulnerable a choques externos (sobretodo si ésta es una economía pequeña y abierta como la peruana).

El efecto de un cambio en el tipo de cambio sobre los precios internos se conoce en la literatura como el "coeficiente de traspaso" o *pass-through* del tipo de cambio a precios. Un bajo coeficiente de *pass-through* indica que un cambio en el tipo de cambio no tiene un efecto importante sobre la inflación; por lo tanto, el Banco Central tiene mayor libertad para poder llevar a cabo una política monetaria independiente y para facilitar la implementación del esquema de metas de inflación[1]. De otro lado, un alto coeficiente de *pass-through* implica que un choque cambiario se traspasa en gran medida hacia los precios, afectando la meta de inflación. En tal circunstancia, la implementación de la política monetaria requerirá coordinación con la política cambiaria con la finalidad de reducir el impacto de los choques cambiarios sobre la meta de inflación.

La literatura concerniente al tema de *pass-through* del tipo de cambio a precios es extensa y variada. Inicialmente, el tema era tratado sólo desde el punto de vista macroeconómico sobre la base de la ley de un solo precio. Luego, se han ido incorporando otros factores determinantes como las expectativas inflacionarias, el régimen inflacionario y la incertidumbre de la demanda, entre otros. Recientemente, se han introducido conceptos microeconómicos relacionados con temas de organización industrial en el que se considera la segmentación y concentración del mercado, la discriminación de precios y estructura de costos, entre otros factores que determinan el coeficiente de *pass-through*.

Con respecto a la evidencia empírica, los numerosos trabajos desarrollados a nivel internacional han mostrado que el coeficiente de *pass-through* difiere considerablemente entre países, especialmente entre aquellos de

* El autor labora como analista en la Gerencia de Estudios Económicos del BCR. Agradece a los participantes del Encuentro de Economistas de la Gerencia de Estudios Económicos del BCR, llevado a cabo en febrero del 2003 y de LACEA 2003, por sus valiosos comentarios; del mismo modo, se agradece a Andrés Medina y José Azañero por sus sugerencias durante la etapa de investigación. Las opiniones vertidas en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor y no representan necesariamente la visión del BCR.

[1] Choudhri y Hakura (2001).

diferente situación económica (países desarrollados y en desarrollo) y región geográfica[2]. Asimismo, se encuentra que no existe un consenso sobre cuáles son los determinantes más relevantes para explicar el comportamiento del mismo. Se han señalado factores como el proceso inflacionario y la volatilidad del tipo de cambio dentro de los aspectos macroeconómicos, así como, la participación de las importaciones y el grado de sustitución de consumo de bienes nacionales e importados, entre los factores microeconómicos más importantes.

Para el caso particular de Perú, existen pocos trabajos orientados a estimar y analizar el coeficiente de *pass-through* del tipo de cambio a precios. En este sentido, este documento tiene por objetivo estudiar la cadena distributiva de un choque de tipo de cambio, evaluando la respuesta de los diferentes precios de la economía y obteniendo así una estimación del *pass-through* en el Perú. El período analizado corresponde al comprendido entre 1995 y 2002, el cual está caracterizado por un proceso de inflación moderada-baja. Si bien, se cuenta con información para años anteriores, incorporarlos podría sesgar los resultados debido al proceso de desinflación que se dio durante la primera mitad de la década de los noventa, por ello y en la medida en que actualmente la inflación se encuentra relativamente estable, sólo se analiza la información a partir de la segunda mitad de la década.

Para alcanzar el objetivo propuesto, se utiliza la metodología de vectores autorregresivos (VAR´s). Esta metodología permite evaluar el canal de distribución del impacto de un choque cambiario sobre los precios al consumidor, los precios subyacentes y los precios transables; así como, obtener la elasticidad del pass-through para cada caso.

Luego de estimar el coeficiente de *pass-through*, se emplean vectores autorregresivos estructurales (SVAR´s) para identificar la fuente principal de los cambios de tipo de cambio que han afectado a la inflación en el Perú y examinar las consecuencias sobre el coeficiente de *pass-through*. Este análisis permitirá conocer la sensibilidad del *pass-through* ante diferentes tipos de choques que causan las fluctuaciones en el tipo de cambio.

El trabajo comprende seis secciones. En la segunda sección se desarrolla un marco teórico sobre los canales de distribución del choque del tipo de cambio sobre precios, así como, las características y principales determinantes del *pass-through*. En la tercera sección, se muestra los principales estudios y resultados sobre estimaciones del coeficiente de *pass-through* tanto para otros países como para el caso de Perú.

En la cuarta sección, se expone los principales rasgos de la inflación y depreciación en el Perú durante la década de los noventa y se analiza la composición del Índice de Precios al Consumidor y su relación con el tipo de cambio. En la quinta sección, se desarrolla un modelo de distribución de precios y se presenta los principales resultados. En la sección sexta, se identifica la fuente principal de los choques de tipo de cambio que afectan a los precios. Finalmente, se concluye sobre los resultados encontrados.

2. Marco Teórico

2.1 Canales de distribución

La determinación de los precios se realiza básicamente en tres niveles diferentes: los precios del importador, los precios del productor y los precios al consumidor. En cada uno de estos niveles, los precios están afectados por choques particulares de oferta y demanda doméstica, así como por choques externos. El efecto de estos choques puede ser trasladado de un nivel a otro (del importador al productor, del importador al consumidor, y del productor al consumidor), o puede ser asumido por el nivel afectado (importador o productor) a través de un cambio en sus márgenes de ganancia.

En el caso particular de un choque de tipo de cambio, éste se trasladará hacia los precios al consumidor a través de 2 canales: canal directo y canal indirecto. (Ver Gráfico 1).

[2] Ver: Goldfajn y et. al.(2000) , McCarthy (1999), y Campa y Goldberg (2002).

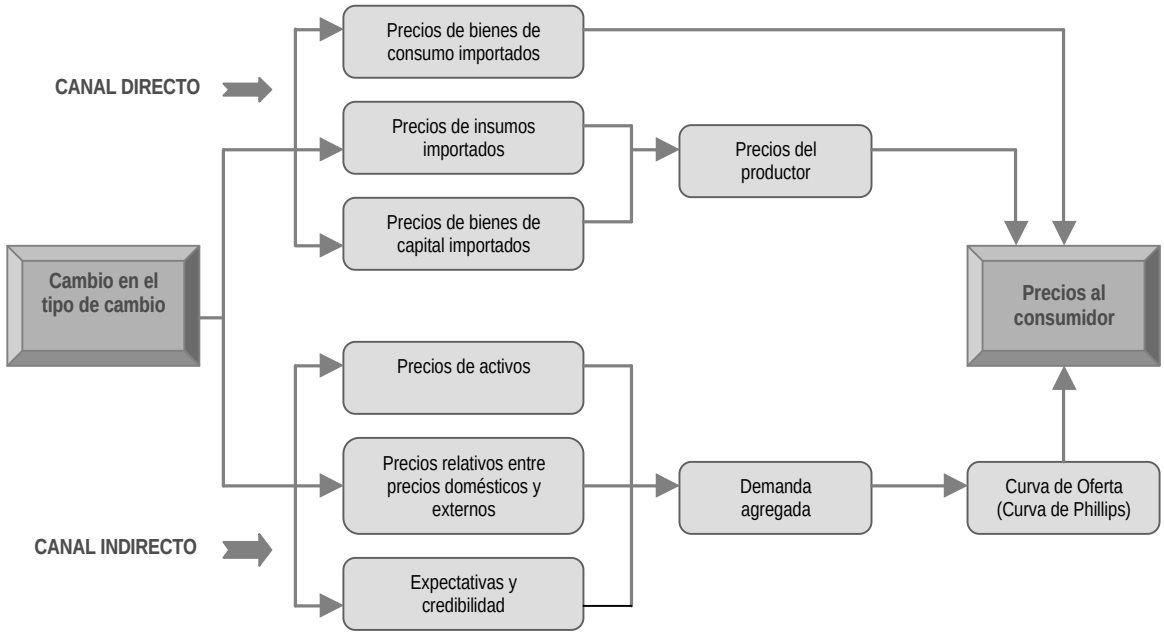
El **canal directo**, se observa a través de un ajuste del cambio en el precio de los bienes importados como consecuencia de la variación del tipo de cambio (lo que se conoce como el *pass-through* de primer nivel). Las variaciones de los precios de los bienes de consumo importados se trasladan directamente hacia los precios finales según la participación de estos en la estructura del Índice de Precios al Consumidor. Asimismo, los precios de los insumos y bienes de capital importados afectan directamente la estructura de costos de los productores y ellos, a su vez, trasladan los cambios a los consumidores finales (*pass-through* de segundo nivel).

Un mecanismo adicional, dentro del canal directo (no presentado en el gráfico 1, corresponde a la trasmisión de un ajuste en el tipo de cambio hacia aquellos precios de bienes y servicios nominados en moneda extranjera, y que por metodología de cálculo de la inflación son expresados en moneda nacional.

El **canal indirecto**, ocurre a través de los mecanismos que inciden sobre la demanda agregada y que son trasladados a los precios finales (vía la curva de oferta -curva de Phillips). Un primer mecanismo es el siguiente: un choque del tipo de cambio afecta los precios relativos entre los bienes domésticos y externos. Así, una depreciación, encarecerá los bienes importados con respecto a los bienes domésticos, cambiando los patrones de gasto de los consumidores y fomentando la mayor producción de bienes nacionales, por lo tanto afectando la demanda agregada.

Al respecto, Bruno (1979) y Wijnbergen (1989) señalan que en un típico país semi industrializado donde los insumos para la manufactura son en su mayoría importados y no pueden ser producidos fácilmente a nivel nacional, el costo de los insumos de las firmas aumenta después de una depreciación. Como resultado, el efecto negativo causado por los precios más altos de los insumos puede dominar el efecto de estímulo en la producción nacional causado por los menores precios relativos. Gylfson y Schmid (1983) proveen evidencia de que el efecto final depende de la magnitud por la cual las curvas de demanda y oferta cambian debido a la depreciación.

GRÁFICO 1: CANALES DE TRASMISIÓN DE UN CHOQUE DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL



Fuente: elaboración propia

Un segundo mecanismo, se presenta a través de los choques del tipo de cambio sobre los precios de los activos ocasionando un efecto sobre los balances de los distintos agentes económicos (*Exchange rate effects on balance sheet*). Es decir, si una parte importante de la deuda de las firmas y las familias está en dólares, una depreciación del tipo de cambio incrementará sus deudas expresada en moneda doméstica; y por lo tanto, reducirá su riqueza y capacidad de gasto, lo que ocasionará efectos contractivos sobre la demanda agregada[3].

Finalmente, un tercer mecanismo se presenta a través del impacto sobre las expectativas y la credibilidad de los agentes debido a un cambio en el tipo de cambio. Cambios en el tipo de cambio se traducen en la modificación de los planes de inversión y por consecuencia disminución la demanda agregada.

En este sentido, el efecto de un aumento del tipo de cambio sobre los precios al consumidor, a través del canal directo, puede atenuarse o incluso diluirse debido al efecto contractivo que se puede presentar a través del canal indirecto. Del mismo modo, en los diferentes niveles de la distribución de precios del canal directo, se pueden considerar aspectos microeconómicos, relacionados al poder, concentración y segmentación de mercados, costos de menú, entre otros, que pueden afectar las decisiones del traspaso del choque de tipo de cambio de un nivel a otro. (En el punto 2.3 se analizan estos aspectos).

2.2 Características del pass-through

Al analizar el *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios internos se deben evaluar tres aspectos importantes: magnitud, velocidad, y simetría.

La **magnitud** del coeficiente del *pass-through*, mide la proporción del cambio en el tipo de cambio que se va a trasladar a los precios. Se dice que el *pass-through* es incompleto cuando el coeficiente es menor a la unidad, indicando que el traspaso es menos que proporcional, y es completo cuando el traspaso es exactamente igual a la variación del tipo de cambio. Asimismo, la magnitud del *pass-through* puede variar conforme transcurre el tiempo con respecto al momento en que se da el ajuste en el tipo de cambio, obteniéndose un *pass-through* en el corto y largo plazo.

La **velocidad** del *pass-through* es el período de tiempo que toma en efectivizarse el traspaso total de un choque en el tipo de cambio a los precios. Los precios pueden responder de manera inmediata al cambio en el tipo de cambio, o pueden ir cambiando de manera gradual hasta llegar a su nivel de largo plazo.

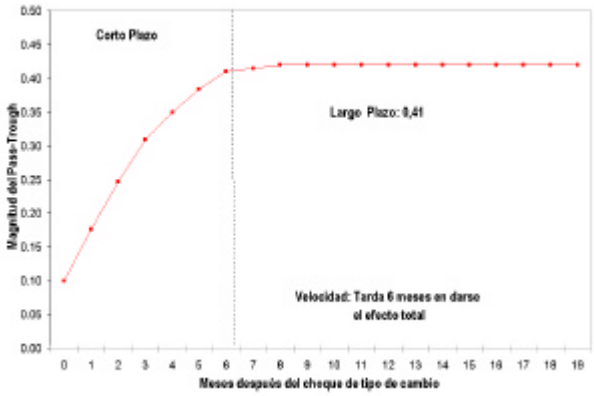
En la figura 2 se muestra un ejemplo en el que se puede apreciar las magnitudes y velocidad de un *pass-through* hipotético. En este caso, se diría que el coeficiente de *pass-through* es incompleto, y se incrementa gradualmente desde 0,10 hasta 0,41, nivel de largo plazo, el cual se alcanza luego de seis meses de ocurrido la variación inicial en el tipo de cambio.

Por su parte, la *simetría* del coeficiente de *pass-through* se evalúa a partir de la respuesta de los precios para cualquier tipo de choque cambiario. Un *pass-through* simétrico indicaría que la respuesta de los precios ante un choque del tipo de cambio es la misma tanto para el caso de una depreciación como de una apreciación cualquiera que sea la naturaleza del choque que lo originó (choque nominal o real, de demanda o de oferta) y las condiciones de la economía (recesión o expansión). Mientras que, un coeficiente de *pass-through* asimétrico implica que las respuestas varían dependiendo del tipo de choque que ocurra, así como de las condiciones de la economía.

[3] Sin embargo, autores como Krugman (1999), señalan que el efecto recesivo de una depreciación sólo se dará si ésta se presenta en forma prolongada.

GRÁFICO 2

EJEMPLO DE MAGNITUD Y VELOCIDAD DEL *PASS-THROUGH*



La magnitud, la velocidad y la simetría del coeficiente de *pass-through* dependen de diversos factores interrelacionados que contemplan aspectos microeconómicos, macroeconómicos e institucionales, los cuales son descritos en el siguiente punto.

2.3 Determinantes del *pass-through*

A nivel microeconómico, la literatura señala aspectos de organización industrial que afectan la capacidad de las empresas para trasladar modificaciones en el tipo de cambio a los precios al consumidor. Los principales factores microeconómicos que se consideran son:

- *Política de fijación de diferentes precios en diferentes mercados (pricing to market):* este factor implica una discriminación deliberada de precios en distintos mercados. Así, la firma puede ajustar su margen de ganancia específico a cada mercado diferente para absorber parte del movimiento del tipo de cambio[4]. Luego, a mayor poder de discriminación de precios, menor será el *pass-through*.

- *Costos de menú*: la escuela Neo-Keynesiana señala como una fuente de rigidez nominal los denominados "costos de menú"; es decir, aquellos costos que enfrenta una firma para actualizar sus precios. Como consecuencia de ello, el precio de los bienes importados colocados en moneda nacional no se ajustarían por completo y de forma inmediata con los movimientos del tipo de cambio.

- *Sustitución de productos importados y nacionales*: al ocurrir una depreciación del tipo de cambio los precios de los bienes importados se vuelven más caros con respecto al precio de los bienes nacionales. En la medida en que exista una alta sustituibilidad entre estos productos, la demanda de los bienes importados se reducirá y la de bienes nacionales aumentará. En previsión de ello, las firmas importadoras preferirán sacrificar sus márgenes de ganancia absorbiendo parte del choque con tal de no perder competitividad. En este contexto, el *pass-through* será menor mientras mayor sustituibilidad exista entre los bienes importados y nacionales.

- *Penetración de importaciones*: McCarthy (1999), señala que si la participación de las importaciones (como porcentaje de la demanda agregada) de un país se considera como una *proxy* de la penetración de las importaciones de las firmas, entonces los países con una mayor participación de las importaciones

[4] Adolfson (2001)

- deberían tener un mayor *pass-through*. Del mismo modo, debido a los efectos directos y a un mayor *pass-through*, debería esperarse que el tipo de cambio y los precios importados se vuelvan más importantes para explicar las fluctuaciones de la inflación a medida que la participación de las importaciones aumente.

- *Composición de la canasta de precios al consumidor*: un aspecto importante para la evaluación del traspaso de un ajuste del tipo de cambio a los precios finales es analizar la estructura de la composición de la canasta de precios al consumidor. Mientras mayor sea la participación de los bienes importados, mayor será el traspaso.

- *Naturaleza temporal del ajuste del tipo de cambio (ajuste transitorio o permanente)*: en la medida que existen costos asociados a la actualización de precios (como por ejemplo los costos de menú antes mencionados) los productores preferirán absorber cualquier perturbación transitoria del tipo de cambio dentro de sus márgenes de ganancias. Una vez que se observe que el cambio es permanente, se trasladará finalmente a precios; no obstante, dicha observación toma tiempo.[5]

En el cuadro 1 se resume el efecto de estos factores sobre el coeficiente de *pass-through* del tipo de cambio a precios.

CUADRO 1: DETERMINANTES MICROECONÓMICOS DEL COEFICIENTE DE *PASS-THROUGH*

Aspectos microeconómicos	Efecto esperado sobre el *pass-through*
Discriminación de precios	A mayor poder de discriminación de precios por parte de las firmas, menor *pass-through*.
Costos de menú	A mayores costos de menú, menor *pass-through*.
Sustitución de productos nacionales e importados	A mayor sustitución de productos nacionales e importados, y en la mediada que se pueda satisfacer la mayor demanda de productos nacionales, menor *pass-through*.
Penetración de importaciones	A mayor penetración de las importaciones, mayor *pass-through.*
Participación de los bienes importados en el IPC	A mayor ponderación de los bienes importados en el IPC, mayor *pass-through*.
Naturaleza temporal del ajuste del tipo de cambio	Un cambio transitorio que pueda ser identificado como tal lleva a un menor *pass-through*.

Bajo una perspectiva macroeconómica e institucional, el *pass-through* del tipo de cambio a los precios finales se encuentra influenciada por:

- *El contexto inflacionario*: Taylor (2000) muestra que debido a que las empresas fijan sus precios con anticipación, el ajuste de estos precios responderá a un aumento de costos percibido como persistente (debido a las continuas alzas pasadas del tipo de cambio). En contextos de alta inflación asociados a un aumento persistente de costos se presentará una mayor *pass-through*. Por otro lado, en un contexto de baja inflación, los agentes no modifican sus precios al presentarse un choque del tipo de cambio, pues lo perciben como transitorio. Desde este punto de vista, el *pass-through* será endógeno al proceso inflacionario que atraviesa la economía.

- *La volatilidad del tipo de cambio*: la volatilidad del tipo de cambio presiona a los productores en general y a los importadores en particular a ser más cautelosos al modificar sus precios. En la medida que los

[5] Cunningham y Haldane (2000).

empresarios afrontan costos de menú, modificarán sus precios si el beneficio de hacerlo superan estos costos. Así, a mayor volatilidad menor *pass-through*[6].

- *Incertidumbre de la demanda agregada*: variaciones en la demanda agregada en conjunto con las fluctuaciones del tipo de cambio afectarán los márgenes de ganancias de las empresas en un ambiente de competencia imperfecta, y por lo tanto a mayor incertidumbre sobre la demanda, menor será el coeficiente de *pass-through*[7].

- *Grado de apertura de la economía*: a mayor grado de apertura de la economía, es de esperarse que exista un mayor *pass-through* debido a que las importaciones y exportaciones tienen un mayor peso en la economía.

- *Estado de la economía*: la situación por la cual esté atravesando la economía del país al momento de producirse un choque externo es importante. Cuando la economía se encuentra en recesión, las empresas tienden a asumir el costo a fin de no perder participación en el mercado dado que la demanda interna se encuentra contraída.

- *La brecha del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio*: Altos niveles de desempleo podrían indicar un desajuste en la paridad real. Es decir, el tipo de cambio real estaría muy apreciado provocando un exceso de oferta del sector no transable. En este caso, un incremento del tipo de cambio nominal reduce el exceso de demanda sobre el sector transable de la economía y con ello se atenúan las presiones inflacionarias. Por lo tanto, el efecto de una apreciación nominal se distribuye entre el tipo de cambio real y el nivel de precios, siendo esto una herramienta para hacer el ajuste real de la economía. Por otro lado, fluctuaciones en el tipo de cambio que no están basadas en ajustes requeridos de los precios relativos, provocan que la totalidad del ajuste se manifieste en inflación doméstica[8].

En el cuadro 2 se resume el efecto de estos aspectos sobre el coeficiente de *pass through* del tipo de cambio a precios.

CUADRO 2: DETERMINANTES MACROECONÓMICOS DEL *PASS-TRHROUGH*

Aspectos macroeconómicos	Efecto esperado sobre el *pass-through*
Régimen inflacionario	Bajo un régimen de inflación baja se espera tener un *pass-through* menor a que si el régimen de inflación fuera alta.
Volatilidad del tipo de cambio	A mayor volatilidad del tipo de cambio, menor *pass-through.*
Incertidumbre de la demanda agregada	A mayor incertidumbre sobre la demanda agregada, menor *pass-through*.
Grado de apertura de la economía	A mayor grado de apertura, mayor *pass-through*.
Estado de la economía	En la etapa recesiva de un ciclo económico, el *pass-through* puede ser menor.
La brecha del tipo de cambio real	A mayor brecha del tipo de cambio real, mayor *pass-through*.

[6] Mann (1986).
[7] *Ibid.*
[8] Murillo y et. al (2001) .

3. Evidencia Empírica

3.1 A nivel internacional

Existen diversos trabajos orientados a estimar el coeficiente del *pass-through* del tipo de cambio a precios para países individuales utilizando una variedad de metodologías.

Los resultados encontrados difieren considerablemente entre países. Así por ejemplo, para el caso de Chile, Bravo y García (2002) estiman que el coeficiente de *pass-through* no supera el 18 por ciento. Por otro lado, para el caso de México, Martínez y et. al. (2001) estiman un *pass-through* de 70 por ciento.

Del mismo modo, algunos investigadores han realizado una comparación de los coeficientes entre países de diferentes regiones y situación económica con el fin de evaluar las diferencias y determinar los principales factores que influyen en el coeficiente de *pass-through*[9].

Estos estudios han mostrado que el *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios importados es mayor que el *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios finales para los casos en los que se ha hecho el análisis[10].

Asimismo, la respuesta de los precios es diferente dependiendo del tipo de país que se analice. Goldfajn y Werlang (2000) encuentran evidencia de que el *pass-through* es mayor en países emergentes que en países desarrollados. A nivel de regiones, encuentran que países de Europa, Africa y Oceanía presentan coeficientes relativamente más bajos que los de Asia y América. (Ver cuadros 3 y 4).

CUADRO 3: COEFICIENTE DEL *PASS-THROUGH* POR REGIONES

	Coeficientes del *pass-through* por regiones: 1980-1998					
Meses	Total	Europa	Africa	América	Oceanía	Asia
1	0,012	0,018	0,018	0,013	0,002	0,093
3	0,169	0,116	0,159	0,199	0,051	0,166
6	0,426	0,211	0,343	0,539	0,092	0,367
12	0,732	0,360	0,643	0,692	0,158	0,712
18	0,701	0,460	0,520	1,240	0,193	0,841

Fuente: Golfajn y Werlang (2000)

CUADRO 4: COEFICIENTE DEL *PASS-THROUGH* POR TIPO DE PAÍS

	Coeficientes del *pass-through* por tipo de país: 1980-1998				
Meses	Países desarrollados	Países con mercados emergentes	Otros países en desarrollo	Países de la OECD	Países fuera de la OECD
6	0,245	0,394	0,340	0,113	0,471
12	0,605	0,912	0,506	0,188	0,754

Fuente: Golfajn y Werlang (2000)

Con respecto a los determinantes del *pass-through*, no existe un consenso sobre cuál sea el más relevante. Choudhri y Hakura (2001) prueban que el *pass-through* es endógeno al proceso de inflación y tiende a ser menor

[9] Ver Burstein, Eichenbalem y Rebelo (2002); Choudhri y Hakura (2001); Gagnon e Ihrig (2001); Campa y Golberg (2001);Goldfajn y Werlang (2000); Kandil (2000); McCarthy (1999).

[10] McCarthy (1999) encuentra evidencia de ello en su muestra de países de economías industrializadas. Billmeir y Bonato (2002) para el caso de Croacia, y Bhundia (2002) en el caso de Sudáfrica.

cuando la inflación es menor. Además, encuentran que el nivel de la inflación promedio domina a otras variables macroeconómicas para explicar las diferencias del *pass-through* entre procesos inflacionarios diferentes. Estos autores estiman que un aumento del 10 por ciento en la inflación promedio, incrementa el *pass-through* de corto plazo en 0,05 y en el largo plazo en 0,06[11].

De la misma manera, McCarthy (1999) encuentra que a pesar que factores externos (tipo de cambio y precios importados) han contribuido a la desinflación producida en varios países industrializados a partir de 1990, su contribución ha sido mayormente modesta. Por lo que una gran parte de la caída de la inflación durante esta década ha provenido de otros factores, indicando que los bancos centrales han sido exitosos en reducir las tendencias de la inflación y expectativas.

De otro lado, Gagnon e Ihrig (2001) no encuentran evidencia contundente sobre la relación entre el proceso inflacionario y el *pass-through*. Estos autores hallan que en general, el *pass-through* ha declinado a partir de 1990 en los países industrializados estudiados y que el cambio en el *pass-through* se encuentra significativamente relacionado con la volatilidad de la inflación[12].

Por otra parte, con respecto a los determinantes microeconómicos, Campa y Golberg (2001) encuentran que en general, si bien la volatilidad del tipo de cambio y el régimen de inflación están asociados con el *pass-through* hacia precios, los factores microeconómicos relacionados con la composición de las importaciones juegan un papel más importante[13]. Mientras que, Burstein, Eichenbalem y Rebelo (2002), encuentran evidencia de que la sustitución por parte de los consumidores de bienes importados por bienes nacionales de menor calidad sirve para explicar la ausencia de un traslado completo del tipo de cambio hacia los precios finales.

3.2 Evidencia empírica para el caso de Perú

Existe un número pequeño de trabajos aplicados para el caso peruano. Las estimaciones más recientes sobre el *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios provienen de los trabajos de Choudhri y Hakura (2001), Calvo y Reinhart (2000), y Hausmann y et. al. (2000), los cuales analizan a diferentes grupos de países entre los cuales se encuentra Perú. (Ver cuadro 5)

[11] Su estudio fue aplicado a 71 países del mundo para el período 1979-2000.

[12] La muestra utilizada para el estudio fueron 11 países industrializados.

[13] El estudio fue aplicado a una muestra de 25 países de la OECD, y el análisis fue hecho sobre el efecto a los precios importados.

CUADRO 5:
OTRAS ESTIMACIONES DEL COEFICIENTE DEL *PASS-THROUGH* PARA PERÚ

Estudios	Muestra utilizada	Estimación del coeficientes del *pass-through*	Metodología
Choudhri y Hakura (2001)	1980:1-2000:4	- Para el período de inflación moderada (1993:3-2000:4): -0,20 luego de 4 trimestres. - Para períodos de inflación alta (1980:2-1993:2): 0,64 luego de 2 trimestres. - Período de inflación alta (1980:3-1988:2): 0,40 después de 20 trimestres.	Para cada régimen de inflación estiman una ecuación de mínimos cuadrados ordinarios que contiene al Índice de Precios al Consumidor, el tipo de cambio nominal, y precios externos.
Calvo y Reinhart (2000)	1990:8-1999:11	0,15 para toda la muestra.	VAR bivariado utilizando el Índice de Precios al Consumidor y el tipo de cambio nominal.
Hausmann y et. al. (2000)	1992:1-1999:12	0,22 luego de un año y 0,43 en el largo plazo. Tarda un año en efectuarse la mitad del ajuste final.	Modelo de corrección de errores usando en Índice de Precios al Consumidor y precios internacionales en moneda nacional.

Fuente: estudios citados.

Los resultados encontrados por estos autores difieren considerablemente, las estimaciones del *pass-through* son bastantes dispersas hallándose desde un *pass-through* negativo de 20 por ciento (Choudri y Hakura (2001)) hasta un *pass-through* de 43 por ciento (Haussmann y et. al (2000)) para un período relativamente similar.

Choudhri y Hakura (2001) identifican dos procesos de inflación en el caso peruano (alta y moderada) durante el período 1980 y 2000. Sus resultados muestran que durante los períodos de inflación alta el *pass-through* es significativamente mayor al del período de inflación moderada.

Para el período de mayor inflación (1980:2-1993:2) estiman un *pass-through* de 64 por ciento que se alcanza luego de dos trimestres de transcurrido el choque. Sin embargo, durante el período de inflación moderada (1993:3-2000:4) estiman un coeficiente negativo de 20 por ciento luego de 4 trimestres.

Calvo y Reinhart (2000) y Armas, *et. al*. (2000) encuentran resultados relativamente similares. Los primeros hallan que, considerando el período de agosto de 1990 a noviembre de 1999, el *pass-through* es de 15 por ciento. Por su parte, Armas, *et. al*. (2000), encuentran un *pass-through* de 12 por ciento.

Hausmann y et. al (2000) estiman con una muestra mensual de 1992-1999 un *pass-through* de 22 por ciento en un año y 43 por ciento en el largo plazo, tomando 12 meses en efectuarse la mitad del ajuste de largo plazo en precios.

4. Perú: hechos estilizados

El Perú es una economía parcialmente dolarizada, sin embargo, el proceso de dolarización es del tipo de sustitución de activos (es decir, usa el dólar cómo depósito de valor). La evidencia muestra que las familias peruanas efectúan sus transacciones corrientes de bienes no duraderos mediante el uso de la moneda nacional. Sin embargo, hay mayores indicios que muestran que el uso de la moneda extranjera para las transacciones de bienes duraderos y transacciones no corrientes[14]. Es así, que la mayor parte de los precios están expresados en moneda nacional, y los precios expresados en moneda extranjera (dólares) corresponden en su mayoría a bienes de consumo duradero.

Por otro lado, el tipo de cambio se determina en un esquema de *flotación sucia* o *administrada*, por lo que los cambios en el tipo de cambio pueden ser sorpresivos y por lo tanto, puede existir un rezago en el ajuste de los precios por parte de los agentes económicos.

En la figura 3 se observa la evolución mensual anualizada de los precios al consumidor y del tipo de cambio durante el período 1992-2002. Como se nota, la inflación presenta dos etapas marcadas, la primera, 1992-1994, caracterizada por un continuo proceso desinflacionario en la cual se pasa de tasas de inflación anualizadas bastantes altas (superiores al 80 por ciento durante 1992) a tasas de inflaciones anualizadas moderadas (alrededor del 20 por ciento en 1994). En la segunda etapa, 1995-2002, las tasas de inflación continúan disminuyendo pero a un ritmo menor, pasando de tasas de inflaciones moderadas (alrededor de 11 por ciento en 1995) a tasas de inflaciones bajas, menores a dos dígitos, a partir de 1997, y menores al 5 por ciento desde 1999.

Por su parte, los aumentos del tipo de cambio (soles por dólar) también presentan una pronunciada desaceleración, pero a partir de 1993 hasta finales de 1994, pasando de depreciaciones anualizadas superiores al 90 por ciento (en marzo de 1993) a una apreciación anualizada de 0,9 (en diciembre de 1994). A partir de 1995, se observa una relativa estabilidad, la cual ha sido interrumpida en algunos períodos principalmente por el efecto de choques externos producto de las crisis internacionales ocurridas: la crisis asiática (a mitades de 1997), la crisis rusa (agosto de 1998), y la de Brasil (enero de 1999).

Las crisis económicas financieras de estos países tuvieron efectos en el tipo de cambio que no se vieron trasladados hacia los precios a los consumidores. Así, en 1999 se registró una depreciación anual de 15,5 por ciento, mientras que la inflación anual fue sólo de 3,5 por ciento.

GRÁFICO 3
EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR Y EL TIPO DE CAMBIO NOMINAL

(Variación porcentual 12 meses)

[14] Quispe, Z. (1999).

4.1 Composición de la canasta de precios

Para una mejor comprensión de la relación entre los precios y el tipo de cambio un aspecto importante y útil es evaluar la composición de la canasta de precios.

En el Perú, se calculan dos canastas de precios: el Índice de Precios al Por Mayor (IPM) y el Índice de Precios al Consumidor (IPC).

El IPM un indicador económico que muestra la variación, en el tiempo, de los precios de un conjunto de bienes comercializados a nivel mayorista. En su composición incluye bienes de demanda intermedia, bienes de consumo final y bienes de capital, clasificados por su origen en nacionales (78,3 por ciento) e importados (21,7 por ciento); y de acuerdo a tres sectores productivos: Agropecuario, Pesca y Manufactura. Este índice tiene una cobertura a nivel nacional.

Por su parte, el IPC es un indicador estadístico que mide la variación de los precios de los bienes y servicios que consumen los hogares de Lima Metropolitana, y es utilizado fundamentalmente como el indicador de la inflación en el Perú. A diferencia del IPM, el IPC no se clasifica según su origen, por lo tanto, no es posible separar los precios importados de los nacionales.

Una clasificación bastante utilizada en términos de política económica es la de inflación subyacente y no subyacente. La inflación subyacente busca neutralizar el efecto de los choques de oferta sobre los precios.

Esta medida excluye del cálculo del IPC los rubros que presentan la mayor variabilidad en su variación porcentual mensual de precios en el período 1995-2001, con la salvedad que los combustibles, como gasolina y kerosene, los servicios públicos y el rubro transporte urbano e inter-ubano, se excluyen de todas maneras, independientemente del grado de variabilidad.

Así, el índice subyacente contiene el 68,3 por ciento de la canasta del IPC, mientras que el índice no subyacente representa el 31,7 por ciento. (Ver cuadro 6)

CUADRO 6:
CLASIFICACIÓN SECTORIAL DE LA CANASTA DEL IPC

	Ponderación
I. Índice Subyacente	**68,3**
Bienes	**41,8**
Alimentos agropecuarios	1,8
Alimentos procesados	16,7
Bebidas	2,3
Textiles	5,5
Calzado	2,0
Aparatos electrodomésticos	1,0
Resto de productos industriales	12,5
Servicios	**26,6**
Comida fuera del hogar	12,0
Educación	5,1
Otros servicios personales	3,5
Alquileres	2,3
Salud	1,3
Resto de servicios	2,4
II. Índice no subyacente	**31,7**
Alimentos	14,8
Combustibles	3,9
Transportes	8,4
Servicios públicos	4,6
III. IPC	**100,0**

CUADRO 7:
CLASIFICACIÓN TRANSABLES-NO TRANSABLES DEL IPC

	Ponderación
I. Productos transables	**41,2**
Alimentos	15,7
Textil y calzado	7,6
Combustibles	3,9
Aparatos electrodomésticos	1,0
Otros transables	13,1
II. Productos no transables	**58,8**
Alimentos	17,5
Servicios	39,6
Servicios públicos	4,6
Otros servicios personales	3,5
Servicios de salud	1,3
Servicios de transporte	8,8
Servicios de educación	5,1
Comida fuera del Hogar	12,1
Alquileres	2,3
Otros servicios	2,0
Otros no transables	1,7
III. IPC	**100,0**

Esta clasificación le permite a la autoridad monetaria evaluar mejor la efectividad de su política, dado que se estaría excluyendo los precios de aquellos bienes y servicios que responden más a factores ajenos a la política monetaria. Así por ejemplo, el precio de los combustibles está regido básicamente por el precio internacional de petróleo, el precio de los servicios públicos (agua, electricidad, teléfono y luz) son regulados por el gobierno de acuerdo a planes pre-establecidos.

Según esta clasificación, es de esperarse que las fluctuaciones del tipo de cambio afecten en mayor proporción a la inflación subyacente que a la inflación no subyacente y por lo tanto más que a la inflación total.

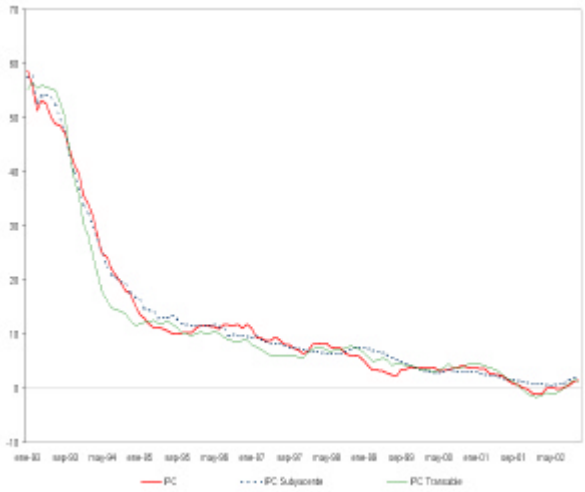
Otra clasificación también utilizada corresponde a la de los precios transables y no transables, donde precios transables se refiere al precio de todos aquellos bienes y servicios que son o potencialmente podrían ser importados o exportados. Así, de acuerdo a esta clasificación, el 41,2 por ciento de la canasta serían productos transables y el 58,8 productos no transables. (Ver cuadro 7)

Cabe indicar, que esta clasificación no equivale a la de precios importados y nacionales del IPM, debido a que en la clasificación de productos transables se toma en cuenta además productos de consumo final que son exportados y que potencialmente podrían ser exportados o importados, mientras que los precios importados del IPM toma exclusivamente el precio de bienes de consumo final, intermedio y de capital efectivamente importados.

En el gráfico 4, se muestra la evolución mensual en variaciones 12 meses del IPC, IPC subyacente e IPC transable para el período 1993-2002.

GRÁFICO 4
EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR TOTAL, SUBYACENTE Y TRANSABLE

(Variación porcentual 12 meses)

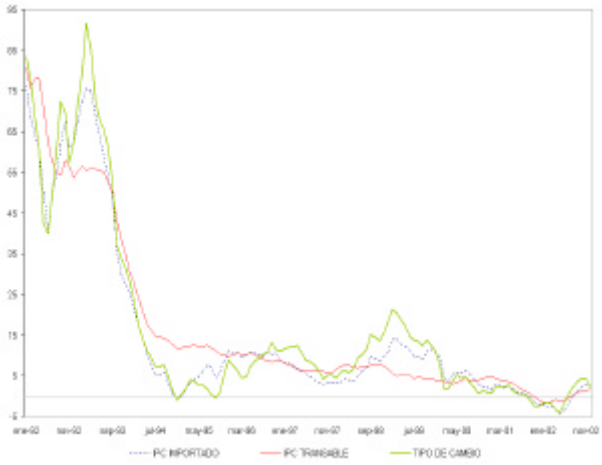


4.2 Evaluación de correlaciones móviles

Los precios importados de la canasta del IPM y el tipo de cambio nominal muestran un comportamiento muy similar, observándose una fuerte correlación entre ambos durante toda la década. Sin embargo, el comportamiento de los precios transables no presenta las mismas similitudes. (Ver gráfico 5)

GRÁFICO 5:
EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO Y LOS ÍNDICES DE PRECIOS IMPORTADOS Y PRECIOS TRANSABLES

(Variación porcentual 12 meses)

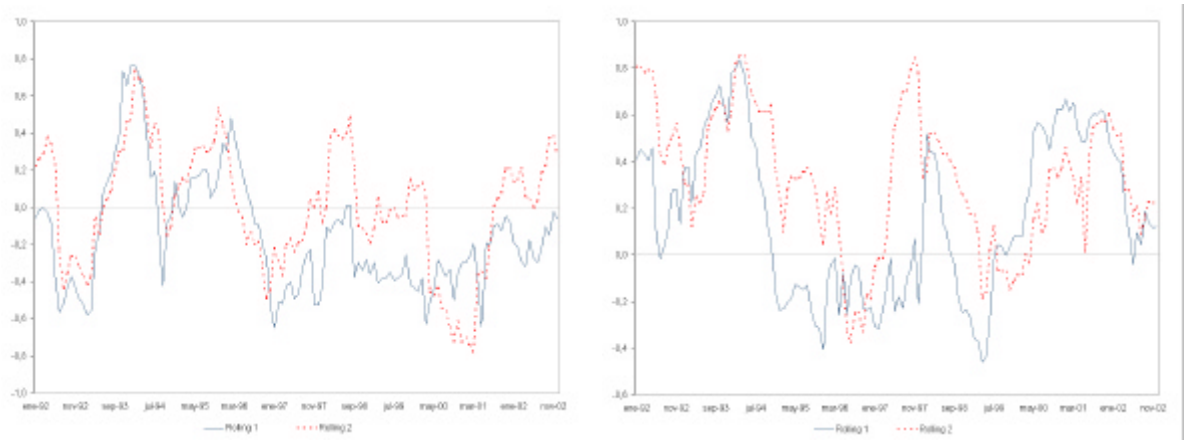


Un ejercicio simple que ayuda a evaluar el *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios es el análisis de correlaciones. Este permite identificar el grado en que los precios y el tipo de cambio se han movido de la misma manera.

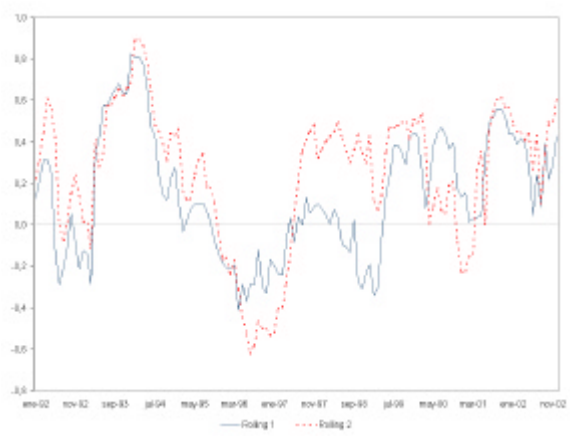
En el gráfico 6, se puede observar los coeficientes de correlaciones recursivas (*rolling correlations*) entre la variación mensual del tipo de cambio y la variación mensual del IPC, IPC subyacente, IPC transable e IPM de precios importados. Para cada tipo de inflación se ha calculado dos correlaciones diferentes: la primera (rolling 1), considera una muestra móvil con una ventana de un año a partir de 1991; y la segunda (rolling 2), es similar a la primera con la diferencia que utiliza el primer rezago de la variación del tipo de cambio en lugar de su variación contemporánea.

GRÁFICO 6
COEFICIENTE DE CORRELACIONES MÓVILES: 1992-2002

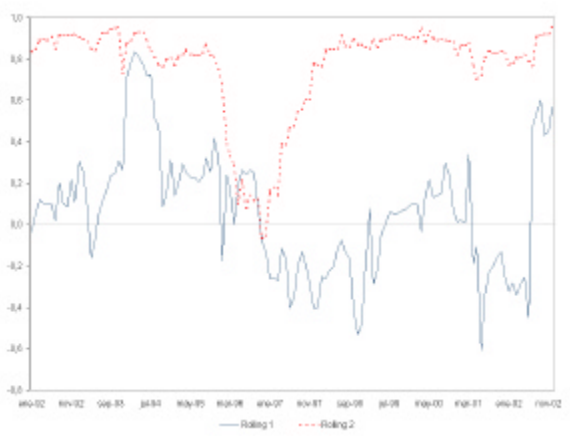
IPC **IPC TRANSABLE**



IPC SUBYACENTE



IPM IMPORTADO



En general, los resultados señalan que la relación entre el tipo de cambio y los precios no ha sido estable durante todo el período, sino más bien volátil, observándose varios picos y caídas en las correlaciones. Entre la mitad del 94 y finales del 96, se observa que los coeficientes de correlación de los cuatro tipos de inflación muestran una tendencia decreciente, llegando incluso a ser negativa durante el año 1996.

Asimismo, se observa que el coeficiente de correlación asociado al *rolling* 2 es mayor al asociado al *rolling* 1 para todos los casos. Lo cual indica que el ajuste no es inmediato, es decir, que el traspaso de las variaciones del tipo de cambio hacia los precios no se da de manera instantánea, tardando por lo menos un mes en trasladarse el efecto a precios.

En particular, la inflación de precios importados es la que presenta los coeficientes de correlación cruzados más altos y estables durante toda la muestra. Existe una diferencia notable entre considerar la variación contemporánea del tipo de cambio (*rolling* 1) o considerar su variación rezagada un período (*rolling* 2).

Los coeficientes de correlación de la inflación del IPC siempre se mantienen en niveles inferiores al de las otras inflaciones. Se observa además, que durante la primera mitad de la década las diferencias entre las correlaciones con el tipo de cambio contemporáneo y el rezagado un período son relativamente pequeñas en comparación con las diferencias encontradas en la segunda mitad, en donde las correlaciones contemporáneas en todos los años son negativas y las correlaciones cruzadas muestran períodos de correlación positiva.

En el caso de la inflación transable y subyacente, los coeficientes de correlación cruzada asociados a la inflación transable son mayores a los respectivos de la inflación subyacente durante todo la década con excepción de dos períodos: 1998:11-2000-03 y desde 2002:5 al 2002:12. En la inflación subyacente se observa una relativa estabilidad de los coeficientes a partir de la mitad de 1997 alrededor de 0,50, con excepción del período 2000:04-2001:6 donde la correlación se cae.

En conclusión, de los resultados encontrados con el análisis de las correlaciones móviles se puede inferir de manera preliminar, que los coeficientes de *pass-through* no serían completos y además el efecto final de un choque en el tipo de cambio no se trasladaría inmediatamente sobre los diferentes precios. Asimismo, el *pass-through* a los precios importados sería mayor que al de los otros, y el *pass-through* hacia el IPC sería el menor. Sobre las diferencias en el *pass-through* de los precios transables y subyacentes, las correlaciones no se encuentra una evidencia clara.

Cabe indicar, que estas correlaciones al ser simplemente un análisis del co-movimientos entre dos grupos de precios, no considera la influencia que puedan tener otras variables en esta relación de tipo de cambio y precios; por ello, se estima un modelo más amplio que considere un mecanismo más elaborado.

5. Estimación del *pass-through*: un modelo de distribución de precios

Con el fin de examinar cómo, en qué magnitud y con que velocidad se traslada las fluctuaciones del tipo de cambio hacia los precios finales se desarrolla un modelo de distribución de precios, el cual es descrito a continuación.

5.1 Metodología

Se estima un modelo de vectores autorregresivos (VAR) basados en la metodología de McCarthy (1999)[15]. El modelo incorpora un canal de distribución de precios de modo que se pueda identificar el *pass-through* del tipo de cambio y de los precios importados hacia los precios de producción interna y hacia los precios finales al consumidor.

El sistema original involucra la utilización de seis variables en el siguiente orden: el precio de petróleo $\left(p_t^{oil}\right)$, como una *proxy* de choques de oferta internacional; la brecha de producción $\left(y_t\right)$; el tipo de cambio nominal $\left(e_t\right)$; la inflación de precios importados $\left(p_t^{m}\right)$; la inflación de precios al productor $\left(p_t^{p}\right)$; y la inflación de precios al consumidor $\left(p_t^{c}\right)$:

$$p_t^{oil} = E_{t-1}\left(p_t^{oil}\right) + e_t^{oil} \quad (1)$$

$$y_t = E_{t-1}\left(y_t\right) + a_1 e_t^{oil} + e_t^{y} \quad (2)$$

$$\Delta e_t = E_{t-1}\left(\Delta e_t\right) + b_1 e_t^{oil} + b_2 e_t^{y} + e_t^{\Delta e} \quad (3)$$

$$p_t^{m} = E_{t-1}\left(p_t^{m}\right) + c_1 e_t^{oil} + c_2 e_t^{y} + c_3 e_t^{\Delta e} + e_t^{p^{m}} \quad (4)$$

$$p_t^{p} = E_{t-1}\left(p_t^{p}\right) + d_1 e_t^{oil} + d_2 e_t^{y} + d_3 e_t^{\Delta e} + d_4 e_t^{p^{m}} + e^{p^{p}} \quad (5)$$

$$p_t^{c} = E_{t-1}\left(p_t^{c}\right) + f_1 e_t^{oil} + f_2 e_t^{y} + f_3 e_t^{\Delta e} + f_4 e_t^{p^{m}} + f_5 e_t^{p^{p}} + e_t^{p^{c}} \quad (6)$$

Este orden implica que los choques de oferta externos y los choques internos de demanda son exógenos al régimen del tipo de cambio en el período t. Además, las decisiones de los precios en la importación y producción pueden tener un impacto contemporáneo en los precios a los consumidores pero no viceversa. Asimismo, este orden supone que existe una causalidad que va del tipo de cambio nominal hacia los precios.

Para el desarrollo del sistema se asume que las esperanzas condicionales de cada ecuación pueden ser reemplazadas por proyecciones lineales de los rezagos de las seis variables en el sistema. De esta manera, el VAR es estimado utilizando la descomposición ortogonal de Cholesky.

Aplicación al caso peruano

La aplicación de este modelo al caso peruano se realiza para el período mensual 1995:1-2002:12, y se utiliza como proxy de choques de oferta internacional a los términos de intercambio en lugar del precio de petróleo. Asimismo, dado que en el Perú no se cuenta con una serie de precios al productor, se utiliza la serie de precios al por mayor (IPM), lo que se determinan en un nivel superior al de los consumidores.

Además del análisis sobre el traspaso de los choques del tipo de cambio hacia los precios finales al consumidor también se considera utilizar sub-clasificaciones de la inflación que vienen dadas por los precios transables y subyacentes.

[15] Esta misma metodología ha sido utilizada por Bhundia (2002) en su aplicación al caso de Sudáfrica, y por Billmeir y Bonato (2002) para el caso de Croacia.

De este modo, las variables que son utilizadas en el modelo peruano son: el índice de términos de intercambio (TI), la brecha de producción (OG), calculada a partir de la aplicación del método de la función de producción[16]; el índice de tipo de cambio nominal (TC); la serie de precios importados que corresponde al Índice de Precios al por Mayor de productos importados (IPM_M); el Índice de Precios al por Mayor (IPM), el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el índice de precios transables (IPT); y el índice de precios subyacente (IPS), estos dos últimos como medidas alternativa al IPC.

Características de las series

Antes de estimar el modelo VAR se realizan las pruebas de estacionariedad y causalidad a todas las variables involucradas en el modelo.

Estacionariedad:

Para la estimación de modelos autorregresivos es importante que las series involucradas en el sistema sean estacionarias. Si las series no fueran estacionarias el VAR tendría que ser estimado con sus primeras diferencias y además examinar si existe una relación de largo plazo entre las series en niveles (es decir, si cointegran) con el fin de incorporar esa relación en el VAR (a través de un vector de corrección de errores).

Se realizan tres test de estacionariedad sobre todas las variables: el test de Dickey Fuller Aumentado, el test de Phillips-Perron y el test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin. Los resultados de estos test indican que todas las variables en niveles logarítmicos son no estacionarias , I(1), al 5 por ciento de significancia estadística; es decir tienen raíz unitaria, mientras que, las series en primera diferencia logarítmica son estacionarias, en el caso de las primeras diferencias logarítmicas del IPM, IPC, IPC transable e IPC subyacente se encuentra que estas series presentan quiebres estructurales en media en los períodos 2000:11-2001:11, 1998:7-2002:12, 1997:12-2001:1 y 2001:2-2002:12, y 1999:3-2002:12, respectivamente[17].

Asimismo, no se encuentra ningún vector de cointegración entre las series en niveles en ninguno de los casos analizados, por lo que no se incorpora ningún vector de corrección de errores.

Causalidad:

Sólo existe evidencia de causalidad a lo Granger de las primeras diferencias logarítmicas del tipo de cambio, al 5 por ciento de significancia, hacia la primera diferencia logarítmica de precios de importados, y precios al consumidor. La causalidad a lo Granger del tipo de cambio hacia los precios subyacentes y transables es indeterminada.

Con respecto a la causalidad de los precios importados hacia los otros precios, sólo hay evidencia de causalidad a lo Granger, al 10 por ciento de significancia, de la primera diferencia de los precios importados hacia la primera diferencia de los precios subyacentes, para los demás casos, la causalidad es indeterminada[18].

5.2 Resultados del VAR

Se estiman tres modelos considerando en cada uno de ellos una clasificación diferente de inflación: inflación del IPC, inflación transable e inflación subyacente mensuales. Cada modelo incorpora *dummies* para corregir los quiebres estructurales de media que presentan las tres inflaciones. Así se tiene la siguiente estructura para cada modelo:

[16] Para un detalle metodológico sobre la estimación de la brecha de producción ver Miller (2002).
[17] Ver Anexo 1.
[18] Ver Anexo 2.

Modelo 1 : DLTI - DOG- DLTCN - DLIPM_M – DLIPM - DLIPC – DUM1

Modelo 2 : DLTI - DOG - DLTCN - DLIPM_M – DLIPM- DLTRANSA- DUM2-DUM3

Modelo 3 : DLTI - DOG - DLTCN – DLIPM-M – DLIPM - LSUBYA-DUM4

Donde DLTI es la primera diferencia logarítmica de los términos de intercambio, DOG es la primera diferencia de la brecha de producción, DLTCN, DLIPM_M, DLIPM, DLIPC, DLTRANSA y DLSUBYA son la primera diferencia logarítmica del índice de tipo de cambio nominal, precios importados, precios al por mayor, precios al consumidor, precios transables y precios subyacentes, respectivamente. Dum1, Dum2, Dum3 y Dum4 son *dummies* de quiebre en media que se activan en los períodos 1998:7-2002:12, 1997:12-2001:1, 2001:2-2002:12, y 1999:3-2002:12, respectivamente.

El número de rezagos óptimos para cada modelo fue elegido de acuerdo a los criterios de Akaike y Schwartz, así como verificando que los residuos de las ecuaciones sean estacionarias. De este modo los modelo 1, 2 y 3 fueron estimados con 2 rezagos cada uno, respectivamente[19].

Una vez estimado los modelos se analizan las funciones de impulso respuesta acumuladas y su descomposición de la varianza.

5.2.1 Análisis de la función de impulso respuesta:

La función de impulso respuesta acumulada permite conocer cual es el efecto acumulado de un choque a una variable sobre el resto de las variables del sistema a través de la estructura dinámica del sistema. Siguiendo a Bhundia (2002), a partir de esta función se puede construir la elasticidad del *pass-through*[20]:

$$\text{Elasticidad del Pass - through en t} = \frac{\text{Cambio porcentual en el nivel de precios t período después del shock}}{\text{Cambio porcentual inicial en el tipo de cambio en t = 0}}$$

Pass-through del tipo de cambio a precios

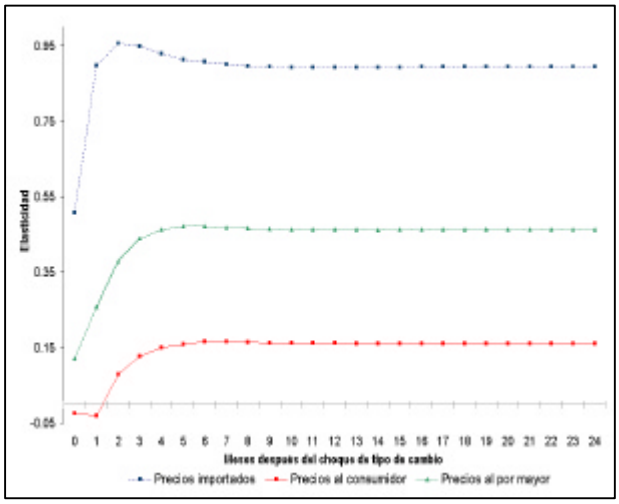
En la gráfico 7 se grafica la elasticidad del *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios importados y los precios del IPC, y en la figura 8 se muestra la elasticidad del *pass-through* de los precios transables y precios subyacentes juntos con los del IPC.

Como se aprecia (gráfico 7), la elasticidad del *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios importados es bastante alta, alcanza un valor de 0,90 en apenas un mes después del choque y se eleva hasta un nivel de 0,96, en el segundo mes, luego de lo cual alcanza su nivel de largo plazo 0,89. Así, una devaluación de 10 por ciento lleva a una inflación de precios importados de 8,9 por ciento en el largo plazo, el cual se alcanza a partir del sexto mes.

[19] En el Anexo 3 se encuentran las pruebas de estacionariedad de los residuos de cada ecuación.

[20] Dado que el modelo es estimado en primeras diferencias, es necesario construir la función de impulso respuesta acumulada para los datos en niveles a partir de la función de impulso acumulada de la serie en primera diferencia.

GRÁFICO 7
ELASTICIDAD DEL *PASS-THROUGH* DEL TIPO DE CAMBIO A PRECIOS IMPORTADOS, PRECIOS AL POR MAYOR Y PRECIOS AL CONSUMIDOR



Con respecto a la respuesta de los precios al por mayor, se encuentra que el *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios al por mayor es casi la mitad del *pass-through* hacia los precios importados. El primer mes después del choque, la elasticidad del *pass-through* es 0,26, y se incrementa hasta 0,46 en el largo plazo.

Finalmente, el traspaso de un choque de tipo de cambio hacia los precios a los consumidores es mucho menor. Los precios a los consumidores responden recién a partir del segundo mes luego del choque presentando una elasticidad de 0,07, y elevándose sólo hasta 0,16 en el largo plazo (luego de 9 meses).

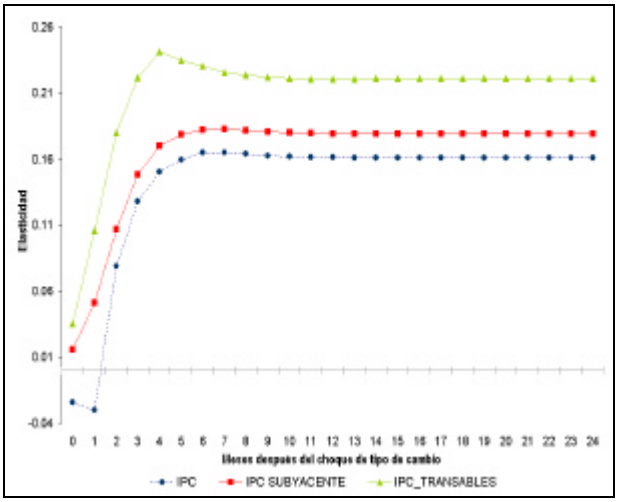
Las elasticidades del *pass-through* de los precios subyacentes y los precios transables (gráfico 8) son mayores al de los precios finales, aunque estas siguen siendo bajas en comparación a la respuesta de los precios importados. Todos los precios llegan a su nivel de largo plazo en menos de un año, los precios transables son los que más rápido responden a las variaciones del tipo de cambio, encontrándose que más de la mitad de su efecto de largo plazo se da en el primer mes después del choque, mientras que, en el caso de los precios subyacentes y totales más de la mitad del efecto de largo plazo se produce después del segundo mes.

Asimismo, los precios transables presentan siempre la mayor elasticidad de *pass-through*. Ante un cambio de 100 por ciento en el tipo de cambio los precios transables responden con un aumento de sólo 4 por ciento en el mismo período, pero conforme transcurren unos meses la respuesta se va incrementando hasta alcanzar un valor máximo de 24 por ciento, luego de cinco meses, después de lo cual disminuye y se acerca a su nivel de largo plazo, 20 por ciento. Por su parte, los precios subyacentes responden con un incremento inicial de 2 por ciento, y al igual que los precios transables alcanzan un incremento máximo en el quinto mes, 6 puntos porcentuales por debajo del incremento máximo de los transables, y su nivel de largo plazo es de 18 por ciento. La elasticidad de largo plazo de los precios del IPC se mantiene 5 y 3 puntos porcentuales de las elasticidades de largo plazo de los precios transables y subyacentes, respectivamente.

En conclusión, los resultados señalan que los precios de la primera etapa del canal de distribución, los precios importados, se ajustan de manera casi inmediata y aproximadamente en la misma magnitud del choque del tipo de cambio; sin embargo, el efecto final sobre los precios a los consumidores es considerablemente menor, lo que indirectamente sugiere la presencia de rigideces de los precios en la etapa de producción, que tal como se describió en la segunda sección, se pueden deber a aspectos microeconómicos relacionados a temas de organización industrial, en donde el productor prefiere sacrificar márgenes de ganancia antes que elevar sus

precios de venta con el fin de no perder mercado, o así también puede deberse a los denominados "costos de menú" que les ocasiona el cambio de su lista de precios, tal como lo señala la escuela neoKeynesiana.

GRÁFICO 8
ELASTICIDAD DEL *PASS-THROUGH* DEL TIPO DE CAMBIO A PRECIOS FINALES, PRECIOS TRANSABLES Y PRECIOS SUBYACENTES



CUADRO 11:
ELASTICIDAD DEL *PASS-THROUGH* DEL TIPO DE CAMBIO HACIA EL IPC , IPC TRANSABLE E IPC SUBYACENTE PARA DIFERENTES PERÍODOS DESPUÉS DEL CHOQUE.

	T=1	T=3	T=6	T=9	T=12	T=15
IPC	-0,03	0,13	0,17	0,16	0,16	0,16
IPC transable	0,11	0,22	0,23	0,22	0,22	0,22
IPC subyacente	0,05	0,15	0,18	0,18	0,18	0,18

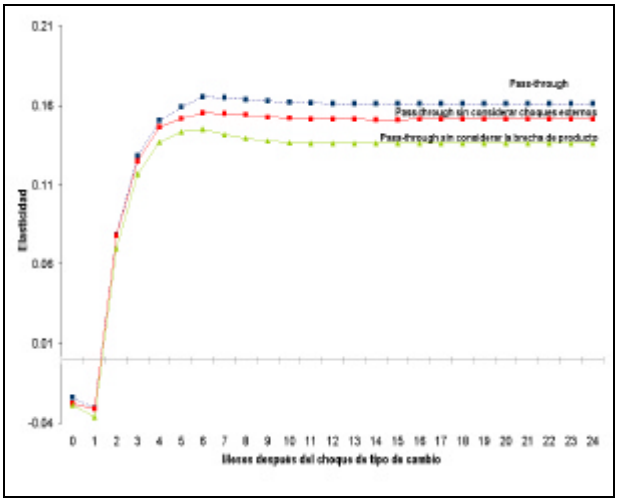
Estos resultados encontrados son consistentes con los hallados por otros estudios como los de Bhundia (2002), McCarthy (1999) y Billmeier y Bonato (2002), quienes también encuentra que un choque de tipo de cambio tiene un impacto sucesivamente menor a medida que se avanza en el canal de distribución de determinación de precios.

Asimismo, dado que el 84 por ciento de los precios transables son precios de bienes clasificados como subyacentes, y el 50 por ciento de los precios subyacentes son precios clasificados como transables, la identificación de una mayor elasticidad de los precios transables con respecto a los precios subyacentes podría indicar la presencia de una menor elasticidad de pass-through hacia los precios de los servicios. Del mismo modo, la mayor elasticidad de los precios de los bienes subyacentes sobre los precios totales indicaría la menor elasticidad de *pass-through* de los precios no subyacente, lo que tiene sentido en la medida en que estos rubros son excluidos debido a que están más relacionados con factores de oferta.

Adicionalmente, como un análisis de sensibilidad de los resultados se estima el modelo sin considerar los efectos de choques internacionales (términos de intercambio) y la brecha de producción. En el gráfico 9 se muestran los resultados.

Cuando no se considera a los términos de intercambio se obtiene que la elasticidad del *pass-through* de largo plazo disminuye en un punto porcentual, pasando de 16 a 15 por ciento, en tanto cuando no se considera a la brecha de producción, la elasticidad del *pass-through* disminuye dos puntos porcentuales de 16 a 14 por ciento.

GRÁFICO 9
ELASTICIDAD DEL *PASS-THROUGH* DEL TIPO DE CAMBIO A PRECIOS FINALES



Pass-through de precios importados a precios al consumidor

Luego de examinar la elasticidad del *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios a los consumidores, se calcula la elasticidad del *pass-through* de los precios importados hacia los precios a los consumidores. Debido a la construcción del modelo, un choque sobre los precios importados no estará relacionado con los movimientos del tipo de cambio, por lo tanto este choque puede deberse a otros factores como un movimiento en los precios internacionales de *comodities*, cambios en los márgenes de ganancia de los importadores, un cambio en los aranceles, entre otros[21].

En el gráfico 10, se muestra la respuesta de los precios del IPC ante un choque en los precios importados, como se observa la respuesta de los precios es mayor a la que se obtiene cuando el choque es de tipo de cambio, sin embargo, el traspaso sigue siendo incompleto y menor al 50 por ciento. Después de un mes del choque, la elasticidad del *pass-through* de los precios importados hacia los precios del IPC es de 0,40, en los ocho meses siguientes la elasticidad disminuye y alcanza su nivel de largo plazo, 0,33.

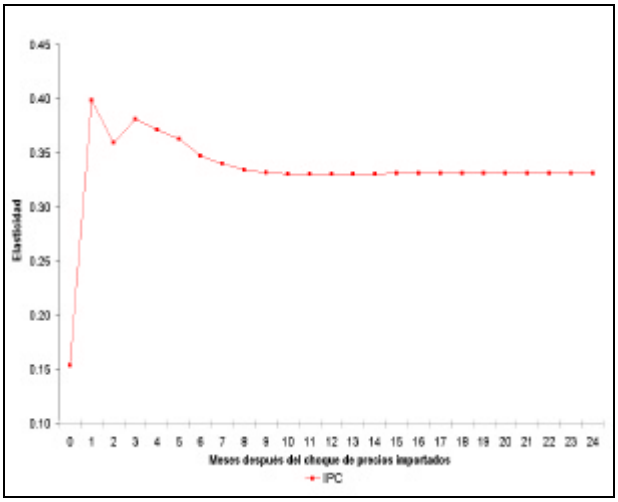
McCarthy (1999) también encuentra que para la mayoría de los 15 países industrializados estudiados, el *pass-through* de los choques de precios importados (no relacionados a choques de tipo de cambio) sobre los precios finales es mayor al del *pass-through* de los choques de tipo de cambio sobre los precios finales.

Este mayor efecto se debe a que el traspaso de un choque en los precios importados no motivado por un cambio en el tipo de cambio se realiza sólo a través del canal directo (ver gráfico 1) en el cual los importadores afectan el precio de los bienes importados de consumo final directamente a los precios finales dependiendo del peso que

[21] McCarthy (1999).

tengan en la estructura del IPC, y también los afecta a los productores (insumos intermedios y bienes de capital importados) los cuales lo trasmiten a los precios al consumidor. El canal indirecto, por el cual afectaba el tipo de cambio y podía atenuar el efecto, ya no existe en este caso.

GRÁFICO 10
ELASTICIDAD DEL *PASS-THROUGH* DE PRECIOS IMPORTADOS A PRECIOS AL CONSUMIDOR



5.2.2 Análisis de la descomposición de la varianza:

Las funciones de impulso respuesta proporcionan información sobre la magnitud de la elasticidad del *pass-through* del tipo de cambio y los precios importados, hacia los demás precios; sin embargo, no indican que tan importante son estos choques para explicar las fluctuaciones de los precios finales, lo cual se puede analizar utilizando la descomposición de la varianza de la inflación de precios importados y de los precios a los consumidores.

En el cuadro 12 se muestran los resultados la proporción de la varianza de la inflación de precios importados, la inflación total, la inflación transable y la inflación subyacente que es atribuida a choques de depreciación.

Los choques de tipo de cambio son importantes para explicar la varianza de la inflación de precios importados. Alrededor del 60 por ciento de la varianza de la inflación de precios importados es explicada por fluctuaciones del tipo de cambio, mientras que en el caso de la inflación total, transable y subyacente sólo el 9, 11 y 9 por ciento, respectivamente. En el caso de los precios al por mayor, 29 por ciento de la varianza del error de predicción se debe a los choques de tipo de cambio.

CUADRO 12:
PORCENTAJE DE LA VARIANZA ATRIBUIDA A CHOQUES DE TIPO DE CAMBIO

	Horizonte de predicción			
	T=0	T=3	T=6	T=9
Inflación de precios importados	60,5	66,3	66,0	66,0
Inflación de precios al por mayor	13,5	29,0	29,1	29,1
Inflación total	0,6	9,4	9,7	9,7
Inflación transable	1,7	11,4	11,5	11,5
Inflación subyacente	0,6	8,5	9,7	9,8

En el cuadro 13 se presentan los resultados para la proporción de la varianza de la inflación total, inflación transable y la inflación subyacente atribuida a choques de la inflación de precios importados.

La proporción de la varianza de la inflación total y transable atribuida a choques de la inflación de precios importados es bastante baja y se va incrementado ligeramente conforme pasan los meses llegando a representar tan sólo el 9 y 10 por ciento, respectivamente. La varianza de la inflación subyacente es la que presenta una mayor participación de los choques de los precios importados, llegando a representar el 30,5 por ciento luego de seis meses.

CUADRO 13:
PORCENTAJE DE LA VARIANZA ATRIBUIDA A CHOQUES DE INFLACIÓN DE PRECIOS IMPORTADOS

	Horizonte de predicción:			
	T=0	T=3	T=6	T=9
Inflación total	3,4	8,8	8,8	8,8
Inflación transable	11,4	9,1	10,0	10,1
Inflación subyacente	20,5	30,9	30,5	30,5

En resumen, el análisis de la descomposición de la varianza indica que las fluctuaciones del tipo de cambio explican una muy modesta proporción de las fluctuaciones de la inflación total, inflación transable y la inflación subyacente, lo que implica que las fluctuaciones de estas variables son atribuidas a otros factores y no responden de manera significativa ante choques externos. Mientras que, las fluctuaciones de la inflación de precios importados si responden de manera importante a los cambios en el tipo de cambio.

Asimismo, las fluctuaciones de la inflación de precios importados tienen una relativa importancia sobre las fluctuaciones de la inflación subyacente. Mientras que su participación en las fluctuaciones de la inflación total es casi nula, y en las fluctuaciones de la inflación transable apenas alcanza el 9 por ciento.

6. Identificación de las fuentes de los choques de tipo de cambio

El análisis anterior demostró que el traspaso del tipo de cambio hacia precios finales es bajo para el caso peruano; sin embargo, ello no significa que para algunos choques específicos el traspaso no pueda ser mayor.

Alberola, Ayuso y Lopez-Salido (2000), así como Bhundia (2002) muestran que la dinámica del tipo de cambio depende de la naturaleza del choque económico que lo afecta. El tipo de cambio y los precios son determinados simultáneamente y sus co-movimientos pueden variar dependiendo del tipo de choque al que responden. Debido a esto, es importante identificar cuales son las fuentes de los choques que afectan al tipo de cambio y cuál es su respuesta a cada tipo.

6.1 Metodología

La metodología propuesta por Alberola, Ayuso y López-Salido (2000) se basa en la utilización de un modelo bivariado de vectores autorregresivos estructurales (SVAR).

El objetivo es identificar las fuentes de fluctuaciones del tipo de cambio nominal en logaritmo (e) y de los precios relativos en logaritmos (p) . La identificación se realiza a partir del análisis de las fluctuaciones del tipo de cambio real en logaritmo (q), donde este último es definido de la siguiente manera:

$$q = e - p$$

Esta ecuación permite capturar los choques nominales y reales, lo cual será posible a partir de la utilización de la metodología de Blanchard y Quah (1989) la que permite incorporar restricciones de largo plazo.

Los choques reales (e_r) son definidos como aquellos que afectan a las variables reales, en este caso *q*, en el largo plazo. Estos choques pueden ser tanto de oferta como de demanda. Los choques nominales (e_n) sólo afectan a variables nominales, *e* y *p*, en el largo plazo.

De este modo, el sistema bivariado es especificado de la siguiente manera:

$$\begin{pmatrix}\Delta q\\ \Delta p\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}c_{11}(1) & 0\\ c_{21}(1) & c_{22}(1)\end{pmatrix}\begin{pmatrix}e_r\\ e_n\end{pmatrix}$$

En el cuadro 14 se presenta las respuestas que deberían esperarse, tanto en el corto como en el largo plazo, de las variables incluidas en el modelo.

CUADRO 14:
RESPUESTAS ESPERADAS EN EL CORTO (C) Y LARGO PLAZO (L)

Tipo de choque	Variables					
	Q		P		e	
	C	L	C	L	C	L
Choque nominal	+	0	+	+	+	+
Choque real	?	?	?	?	?	?

Fuente: Alberola, Ayuso y López-Salido (2000)

Así por ejemplo, si ocurre un choque nominal positivo (como en el caso de una expansión monetaria doméstica), y si los precios de la economía no son flexibles, el tipo de cambio nominal se depreciará inicialmente sobrepasando su nivel de equilibrio de largo plazo. En el largo plazo, el incremento eventual de los precios hará que el tipo de cambio real vuelva a su nivel de equilibrio[22].

Por otro lado, los efectos de un choque real son desconocidos debido a que no se distingue la naturaleza del choque, es decir, no se sabe si es un choque real de demanda o de oferta. Cada uno de ellos tiene implicancias diferentes sobre el movimientos de los precios relativos y el tipo de cambio nominal.

Así, por ejemplo, si ocurre un choque de oferta doméstica positivo, con la consecuente caída en el nivel de precios relativos, se genera una depreciación real del tipo de cambio para compensar el exceso de oferta tanto en el corto como en el largo plazo. Por otro lado, si ocurre un choque real de demanda positivo, el exceso de demanda es acomodado por una apreciación del tipo de cambio real . En ambos casos, el efecto sobre el tipo de cambio nominal es ambiguo.

6.2 Resultados

6.2.1 Análisis de la función de impulso respuesta:

En la figura 11 se muestran los impulsos respuesta acumulados del tipo de cambio real multilateral, los precios relativos (calculado como el Índice de Precios al Consumidor (IPC) sobre el Índice de Precios Externos multilateral (IPE)) y el tipo de cambio nominal para los dos clases de choques.

[22] Alberola, Ayuso y López-Salido (2000).

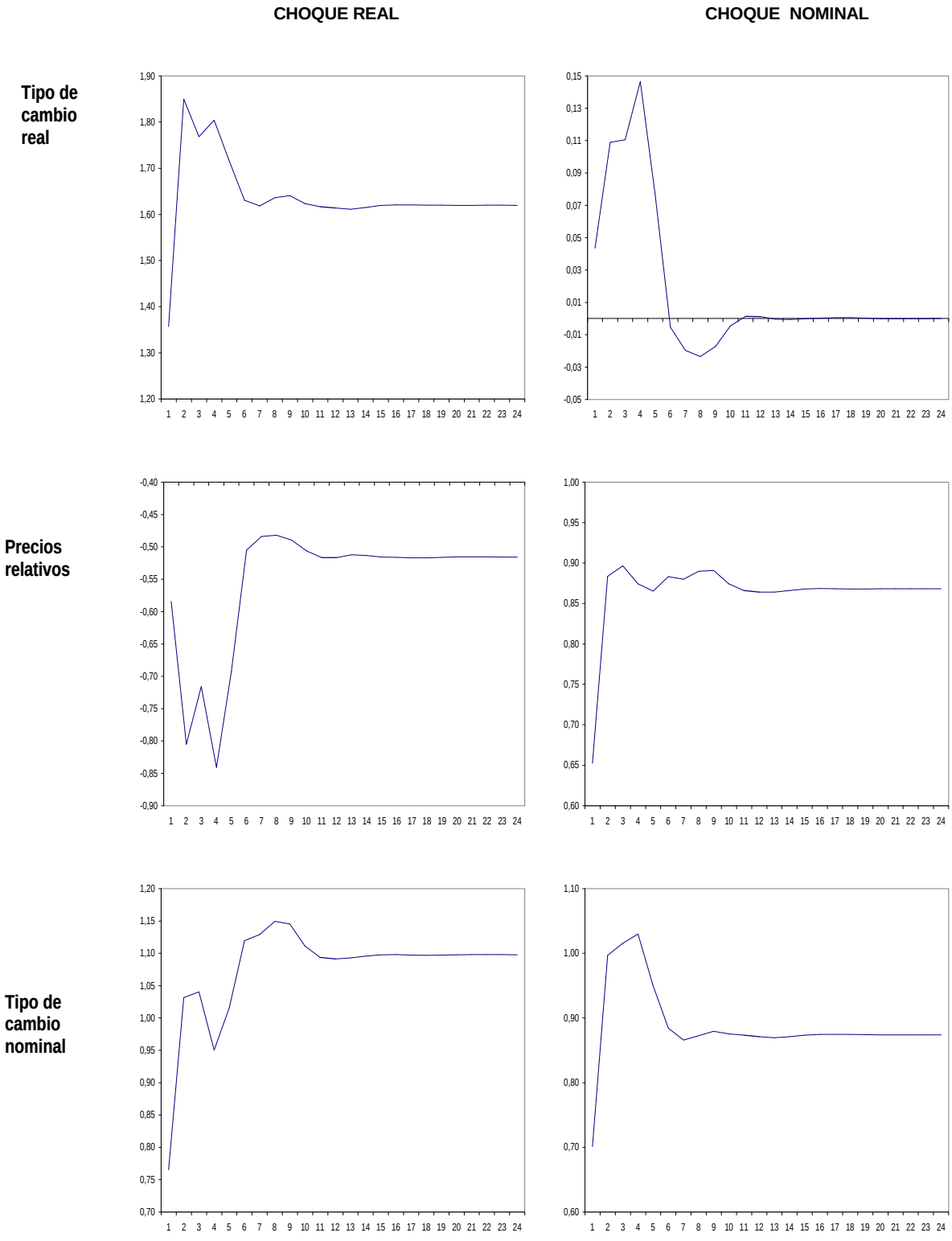
Los efectos hallados de un choque nominal son consistentes con la teoría. Un choque nominal generador de una depreciación del tipo de cambio nominal, que le ocasiona un *overshooting* entre el segundo y quinto mes (hasta alcanzar su nuevo equilibrio de largo plazo), origina un aumento en los precios relativos (un alza mayor de precios domésticos respecto a precios externos). Esto lleva a una depreciación real temporal (la cual alcanza su máximo nivel luego de 4 meses) y una post apreciación real hasta llegar nuevamente a su nivel de equilibrio inicial.

Este es el caso que corresponde al típico escenario de *pass-through* donde una depreciación nominal está asociada a una mayor inflación doméstica.

Por otro lado, los efectos de un choque real positivo conducen a una depreciación permanente del tipo de cambio real (por la caída de los precios relativos) que lleva a una depreciación nominal la cual no compensa la caída de precios. En este caso, los movimientos del tipo de cambio nominal inducidos por los choques reales no ejercen un efecto sobre el nivel de precios, registrándose un *pass-through* del tipo de cambio hacia precios incompleto.

Estos resultados son similares a los encontrados por Bhundia (2002) y Alberola, Ayuso y López-Salido (2000), para el caso de Sudáfrica y España, respectivamente.

GRÁFICO 11:
FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA ACUMULADAS PARA CHOQUES NOMINALES Y REALES
(EN PORCENTAJE)



6.2.2 Análisis de la descomposición de varianza:

En el cuadro 15 se muestran los resultados de la descomposición de la varianza de los errores de predicción del tipo de cambio real, precios relativos y tipo de cambio nominal en primeras diferencias.

CUADRO 15:
PORCENTAJE DE LA VARIANZA ATRIBUIDA A CHOQUES NOMINALES

Horizonte de predicción	% de la varianza de la primera diferencia logarítmica de:		
	Tipo de cambio real	Precios relativos	Tipo de cambio nominal
1	0,1	55,2	45,7
3	0,2	54,3	46,9
6	0,9	50,1	46,5
12	0,9	50,1	46,5

Los choques nominales explican alrededor del 50 por ciento de la varianza de la inflación de precios relativos y de la de tipo de cambio nominal, mientras que estos sólo explican cerca del 1 por ciento de la varianza del tipo de cambio real.

El hecho que los choques nominales explican alrededor del 50 por ciento de la varianza de la inflación de precios relativos y de la devaluación, implica que el tipo de cambio nominal en el caso peruano es un canal importante de trasmisión de choques nominales hacia precio relativos.

7. Conclusiones

- En este trabajo se ha estimado la elasticidad del *pass-through* del tipo de cambio y los precios importados hacia el Índice de Precios al Consumidor de la economía peruana para una etapa de inflación moderada-baja: 1995-2002. Asimismo, se calcula dicha elasticidad sobre los precios clasificados como transables y subyacentes para el mismo período.

- El cálculo del *pass-through* se realiza empleando la metodología de vectores autorregresivos (VAR), el cual permite desarrollar un modelo de distribución de los efectos de un choque del tipo de cambio y precios importados hacia los diferentes niveles de precios (importador, productor y consumidor). Cabe indicar que esta metodología no considera asimetrías en la respuesta de los precios ante los citados choques, lo que sería interesante analizar en una futura investigación.

- Los resultados encontrados señalan que un choque del tipo de cambio tiene un impacto sucesivamente menor a medida que se avanza en el canal de distribución de la determinación de los precios. Así, se obtiene que a pesar de que los precios importados responden de manera significativa al cambio en el tipo de cambio, los precios al consumidor muestran una variación mucho menor, lo que indica que el impacto del tipo de cambio es absorbido en el nivel intermedio de precios. El pass-through del tipo de cambio hacia los precios al por mayor es el doble que hacia los precios al consumidor, por lo tanto es posible suponer que la diferencia es asimilada por los productores y/o mayoristas a través de un ajuste en sus márgenes de ganancias. Estas estimaciones son consistentes con los encontrados en análisis empíricos similares (McCarthy (1999), Bhundia (2002), y Billmeier y Bonato (2002)).

- Del mismo modo, se encuentra que, tanto en el largo como en el corto plazo, el *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios transables es mayor al de los precios subyacentes; y este es mayor al de los precios del IPC.

- En general, se estima que la elasticidad de largo plazo del tipo de cambio hacia todos los precios analizados se alcanza en un período corto (menor a un año); y más de la mitad del *pass-through* de largo plazo para cada uno de los precios se produce entre los primeros meses después de ocurrido el choque.

  Así se tiene que, en el caso de los precios importados, después del sexto mes del choque de tipo de cambio se alcanza su nivel de largo plazo (83 por ciento) y más de la mitad de este efecto final se da en el mismo período en que ocurre la variación del tipo de cambio.

  En el caso de los precios transables y subyacentes, sus elasticidades de largo plazo (20 y 18 por ciento, respectivamente) se alcanza después de 7 meses y más de la mitad de este ocurre el primer y segundo mes después del choque, respectivamente.

  Por su parte, los precios del IPC alcanzan su elasticidad de largo plazo (16 por ciento) en un tiempo relativamente mayor (9 meses), y más de la mitad de este ocurre después del segundo mes.

- El nivel hallado de la elasticidad del *pass-through* del tipo de cambio hacia el IPC para el caso peruano, es inferior al encontrado por Haussmann y et. al (2000) (22 por ciento en un año y 43 por ciento en el largo plazo). Este resultado podría explicarse por los diferentes períodos de análisis utilizados (una muestra mensual de 1990:8-1999:11), que contempla varias etapas de la inflación peruana (alta, moderada y baja). Mientras que en este estudio se ha realizado el análisis para un contexto de inflación moderada-baja. Asimismo, las diferencia en los resultados alcanzados podría deberse a las metodologías utilizadas.

  Por otro lado, los resultados son similares con los hallados por Calvo y Reinhart (2000) (15 por ciento).

- Con respecto al *pass-through* de los precios importados hacia los precios al consumidor (IPC) (no motivado por una variación en el tipo de cambio), se halla que es mayor al *pass-through* del tipo de cambio hacia precios.

  Se estima que una inflación de precios importados de 100 por ciento llevaría a una inflación del IPC de 33 por ciento en el largo plazo. Este resultado es consistente debido a que la trasmisión de un choque de precios importados se realiza a través de un solo canal de distribución, el canal directo, dado que el canal indirecto, por el cual afectaba el tipo de cambio y podía atenuar el efecto, ya no tiene sentido en este caso (ver gráfico 1).

- Finalmente, se consideró importante analizar la fuente principal de los choques de tipo de cambio y precios en el Perú, y su respuesta a cada uno de ellos.

  Se halló un mayor *pass-through* del tipo de cambio hacia los precios en el caso de choques nominales que en el caso de choques reales. Asimismo, se encontró que los choques nominales explican alrededor del 50 por ciento de las fluctuaciones de las depreciaciones y de la inflación de precios relativos. Lo que implica que el tipo de cambio nominal en el caso peruano, es un canal importante de trasmisión de choques nominales hacia precio relativos.

8. Bibliografía

Adolfson M.(2001), "Monetary Policy with Incomplete Exchange Rate Pass-Through". En: SS/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 476, Stockholm School of Economics, Department of Economics, Stockholm.

Alberola E., J. Ayuso y J.D. López-Salido (2000), "When May Depreciations Fuel Inflation? An Application to the Spanish Case". En: Applied Economics No. 32, pág. 1037-1049.

Borensztein E. y J. De Gregorio (1999), "Devaluation and Inflation Currency Crises". En: (no publicado) Fondo Monetario Internacional, Washington.

Bravo H. y C. García (2002), "Una Revisión de la Transmisión Monetaria y el Pass-Through en Chile". En: Documento de Trabajo No. 149, Banco Central de Chile.

Bhundia A. (2002), "An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass-Through in South Africa". En: IMF Working Paper No. 165, Fondo Monetario Internacional, Washington.

Calvo G. y C. Reinhart (2000a), "Fear of floating". En: University of Maryland, Baltimore.

Calvo G. y C. Reinhart (2000b), "Fixing your life". En: Brooking Trade Forum 2000, Policy Challenges in the Next Millenium, Washington DC: Brookings Institution.

Campa M. y L. Goldberg (2002), "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?". En: NBER Working Paper No. 8934, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Campa M. y J. Gonzales (2002), "Differences in Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area". En: Banco de España.

Choudri E. y D. Hakura (2001), "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?". En: IMF Working Paper No. 194, Fondo Monetario Internacional, Washington.

Cunningham A. y G. Haldane (2000), "The Monetary Transmission Mechanism in The United Kingdom: Pass-Through and Policy Rules". En: Working Paper No. 83, Banco Central de Chile.

Dwyer J. y R. Lam (1994), "Explaining Import Price Inflation: A Recent History Of Second Stage Pass-Through". Research Discussion Paper No. 9407. En: Banco Central de Australia.

Ebrahim S. (2000), "Volatility Between Foreign Exchange and Money Markets". En: Working Paper No. 16, Banco de Canadá.

Enders W. (1999), Applied Econometric Time Series. New York: John Wiley and Sons.

Goldfajn I. y G. Olivares (2001). "Can Flexible Exchange Rates Still "Work" in Financially Open Economies?". En: G-24 Discussion Paper Series No. 8, United Nations Publication.

Goldfajn I. y S. Werlang (2000), "The Pass-through From Depreciation to Inflation: A Panel Study". Working Paper No. 423. En: Banco Central de Reserva de Brasil, Río de Janeiro.

Hausmann R., U. Panizza, y E. Stein (2000), "Why Do Countries Float the Way They Float?". Working Paper No. 418. En: Banco Interamericano de Desarrollo, Washington, DC.

Kandil M. (2000), "The Asymmetric Effects of Exchange Rate Fluctuations: Theory and Evidence from Developing Countries". En:IMF Working Paper No. 184, Fondo Monetario Internacional, Washington DC.

Mccarthy J. (1999), "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies". En: BIS Working Paper No. 79, Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department, Basel, Switzerland.

Murillo J., A. Morera, y W. Ramos (2001), "El Pass-Through del Tipo de Cambio: Un Análisis para la Economía Costarricense de 1991-2001". En: Documento de Investigación No. 11, Banco Central de Reserva de Costa Rica.

Taylor J. (2000), "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms". En: European Economic Review No. 44.

ANEXO 1
Análisis de estacionariedad de las series

Todas las series fueron sometidas a tres *test* de raíz unitarias: *test* de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), *test* de Phillips-Perron (PP) y *test* de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Luego, a las series que resultaron ser no estacionarias se les aplica el *test* de Zivot-Andrews (ZA) para evaluar si la no estacionariedad es debido a la presencia de quiebres estructurales y no a la presencia de raíz unitaria.

Los resultados de los *test* de raíz unitaria son mostrados en la siguiente tabla:

Series	1995:1-2002:12		
	DFA	PP	KPSS
En logaritmo			
Precios de petróleo	-1,583	-1,811	0,471
Términos de intercambio	-1,098	-1,098	1,009
Brecha de producción	-1,728	-1,970	0,935
Índice de tipo de cambio nominal	-1,360	-1,345	1,098
Índice de precios importados	-1,588	-1,642	1,104
Índice de precios al por mayor	-4,234**	-5,181**	1,216
Índice de precios al consumidor	-5,010**	-7,447**	1,074
Índice de precios transables	-4,979**	-9,781**	1,100
Índice de precios subyacente	-6,189**	-14,257**	1,091
Índice de precios externos	-3,802**	-4,878*	0,220
En primera diferencia			
Precios de petróleo	-8,808**	-8,797**	0,071**
Términos de intercambio	-12,113**	-12,111**	0,145**
Brecha de producción	-13,684**	-14,500**	0,047**
índice de tipo de cambio nominal	-6,818**	-6,624**	0,498**
índice de precios importados	-6,679**	-6,551**	0,447**
Índice de precios al por mayor	-4,634**	-4,534**	1,062
índice de precios al consumidor	-6,099**	-6,097**	1,227
Índice de precios transables	-4,694**	-4,582**	1,053
Indice de precios subyacente	-7,031**	-3,819**	1,209
Índice de precios externos	-7,486**	-7,161**	0,139**

Para el período mensual 1995:1-2002:12, todas las series en niveles son I(1). En primeras diferencias, los *test* de DFA y el de PP indicaron que todas las series eran estacionarias; sin embargo, el *test* de KPSS indicó que el Indice de Precios al por Mayor, Índice de Precios al Consumidor, transable y subyacente presentan raíz unitaria.

El ZA indicó que la primera diferencia del IPM, IPC, IPC subyacente e IPC transable no presentan raíz unitaria sino quiebre estructural en media en los períodos 2000:11-2001:11, 1998:7-2002:12, 1997:12-2001:1 y 2001:2-2002:12, y 1999:3, respectivamente.

ANEXO 2
Test de Causalidad

Se aplica el *test* de causalidad a lo Granger para el conjunto de series en los dos períodos donde: DLTCN, DLIPM_M, DLIPM, DLIPC, DLIPC_TRANSA y DLSUBYA, son las primeras diferencias logarítmicas del tipo de cambio nominal, precios importados, precios al por mayor, precios al consumidor, precios transables y precios subyacentes, respectivamente.

Para la muestra mensual 1995:1-2002:12, sólo existe evidencia de causalidad a lo Granger de las primeras diferencias logarítmicas del tipo de cambio, al 5 por ciento de significancia, hacia la primera diferencia logarítmica de precios de importados, y precios al consumidor. La causalidad a lo Granger del tipo de cambio hacia los precios al por mayor, precios subyacentes y transables es indeterminada.

Con respecto a la causalidad de los precios importados hacia los otros precios, sólo hay evidencia de causalidad a lo Granger, al 10 por ciento de significancia, de la primera diferencia de los precios importados hacia la primera diferencia de los precios subyacentes, para los demás casos, la causalidad es indeterminada.

Periodo: 1995:1-2002:12

Hipótesis nula:	F-Estadístico	Probabilidad
DLIPM_M no causa a lo Granger a DLTCN	2,05655	0,13327
DLTCN no causa a lo Granger a DLIPM_M	6,29620	0,00266
DLSUBYA no causa a lo Granger a DLTCN	0,51583	0,59859
DLTCN no causa a lo Granger a DLSUBYA	1,24858	0,29135
DLIPC no causa a lo Granger a DLTCN	0,51881	0,59628
DLTCN no causa a lo Granger a DLIPC	3,62393	0,03024
DLIPC_TRANSA no causa a lo Granger a DLTCN	0,32466	0,72353
DLTCN no causa a lo Granger a DLIPC_TRANSA	1,84462	0,16342
DLIPC no causa a lo Granger a DLIPM_M	1,71826	0,18463
DLIPM_M no causa a lo Granger a DLIPC	1,79483	0,17147
DLSUBYA no causa a lo Granger a DLIPM_M	0,15046	0,86050
DLIPM_M no causa a lo Granger a DLSUBYA	0,09849	2,37237
DLIPC_TRANSA no causa a lo Granger a DLIPM_M	0,74481	0,47744
DLIPM_M no causa a lo Granger a DLIPC_TRANSA	0,67606	0,51093
DLIPM no causa a lo Granger a DLTCN	1.54822	0.21818
DLTCN no causa a lo Granger a DLWPI	1.41322	0.24865
DLCPI no causa a lo Granger a DLIPM	2.27382	0.10874
DLIPM no causa a la Granger a DLCPI	7.25161	0.00120
DLCORE no causa a lo Granger a DLIPM	3.22468	0.04435
DLIPM no causa a lo Granger a DLCORE	4.03457	0.02095
DLTRADE does not Granger cause DLIPM	0.09533	0.09533
DLIPM does not Granger cause DLTRADE	8.52737	0.00040

ANEXO 3
Resultados de la estimación del VAR para los diferentes modelos

El análisis de los residuos de los diferentes modelos se muestra en el cuadro A3.1. En todos los casos, no se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad conjunta.

Todos los residuos son estacionarios.

Cuadro A3.1: *Test* para los residuos

Modelo	Rezagos	*Test* de normalidad	*Unit Root Test*: KPSS					
		Jarque-Bera	Residuo 1	Residuo 2	Residuo 3	Residuo 4	Residuo 5	Residuo 6
Modelo 1	2	19.39**	0.057**	0.047**	0.239**	0.173**	0.087**	0.084**
Modelo 2	2	25.32	0.003**	0.060**	0.089**	0.072**	0.047**	0.118**
Modelo 3	2	19.24**	0.042**	0.051**	0.122**	0.094**	0.139**	0.253**

** Indica, en el caso del *test* de Jarque-Bera, que no se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad conjunta al 5 por ciento de significancia estadística.
En el caso del *test* de raíz unitaria KPSS, indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de estacionariedad al 5 por ciento de significancia conjunta.

¿Es asimétrico el Pass - Through en el Perú?: Un análisis agregado

Diego Winkelried *
dwinkelried@bcrp.gob.pe

1. Introducción y motivación

En una economía abierta, la depreciación de la moneda es fuente de presiones inflacionarias[1] toda vez que incrementa el precio doméstico de los bienes transables, de insumos importados o productos finales denominados en moneda extranjera. El efecto de las fluctuaciones en el tipo de cambio sobre el nivel general de precios, sin necesidad de escatimar en los canales exactos por los que la transmisión ocurre, es denominado *pass-through* del tipo de cambio (*PT* en adelante).

Normalmente se sostiene que el *PT* es un aspecto prioritario en el diseño de la política monetaria. Ciertamente, como se concluye en estudios desde Obstfeld (1982), un alto *PT* puede degenerar en una espiral depreciación–inflación que comprometa la estabilidad monetaria. No obstante, producto de la mayor apertura comercial a nivel mundial y de la experiencia desinflacionaria de países industrializados, autores como Cunningham y Haldane (1999), Goldfajn y Werlang (2000) y Taylor (2000) encuentran que, durante la década de los noventa, muchos países han presenciado una notable disminución de la influencia de fluctuaciones cambiarias sobre el nivel de precios. Este hecho conlleva, naturalmente, a la reducción del protagonismo del *PT* en el planeamiento de políticas monetarias orientadas a la estabilidad de precios.

El caso peruano no ha sido la excepción a esta experiencia. En Armas y otros (2001), Rossini (2001) y Miller (2003) se argumenta que hacia fines de la década de los noventas e inicios del milenio, el *PT* ha sido bastante reducido. Esta evidencia contrasta con las cifras de, por ejemplo, Hausmann y otros (2000) y Clinton y Perrault (2001) quienes calculan valores elevados del *PT*, producto de la inclusión de los períodos altamente inflacionarios (inicios de los 90s) en sus respectivas muestras. La disminución de los estimados del *PT* puede ser concebida, entre otras cosas, como consecuencia de la estabilidad de precios.

Sin embargo la existencia de reducidos niveles de *PT* es un hecho que debe tomarse con precaución. Erróneamente es usual asumir al *PT* como un parámetro estable. Existen motivos para cuestionar este supuesto ya que, como se analiza en este documento, se trata de un efecto fuertemente dependiente del estado de la economía[2]. La relación entre el tipo de cambio y la inflación es, en jerga econométrica, *no-lineal* y son pocos los autores, donde destacan Goldfajn y Werlang (2000) y García y Restrepo (2001), que modelan explícitamente este fenómeno.

---

* El autor es analista de la Gerencia de Estudios Económicos del BCR. Agradece los comentarios de los participantes de la VIII Reunión de Investigadores de los Bancos Centrales de las Américas (nov 2003), organizada por el CEMLA y el Banco Central de Venezuela. Asimismo, está en deuda con Ruy Lama y Paul Castillo del BCR, actualmente cursando estudios doctorales en *University of California at Los Angeles* y en *London School of Economics*, respectivamente, cuyas observaciones han permitido enriquecer el contenido de esta investigación. Sin embargo, las opiniones vertidas en este documento son exclusiva responsabilidad del autor y no representan, necesariamente, las del BCR o de las personas mencionadas.

[1] Esto es cierto para el corto plazo. En el largo plazo la inflación es un fenómeno monetario.

[2] Consúltese Froot y Rogoff (1995), Rogoff (1996) y Engel (2000) para un tratamiento formal.

Para el caso peruano la literatura no ha procurado introducir no linealidades en la estimación del *PT*[3]. Por este motivo y por la variabilidad de los resultados disponibles, la evidencia empírica es poco concluyente y los estimados del *PT* no son uniformes. En el Cuadro 1 se lista estudios afines con sus respectivos valores del *PT* y la vida media de la transferencia de un choque de tipo de cambio hacia la inflación[4].

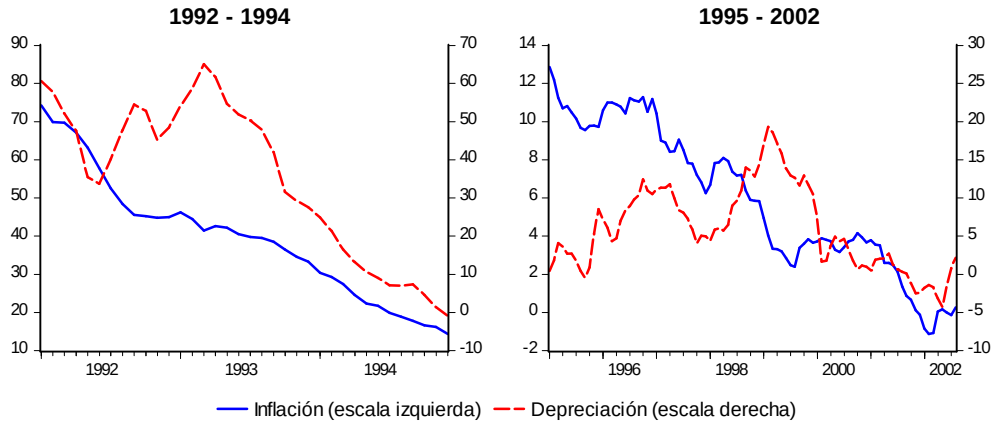
Cuadro 1
Otros estudios de *Pass-Through*

Autor(es)	*Pass - Through* A un año	*Pass - Through* De Largo Plazo	Vida Media (meses)	Período Analizado
Armas y otros (2001)	12	-	-	1991 - 2000
Clinton y Perrault (2001)	22	100	-	1990 - 1999
Gonzales (2000)	22	43	12	1992 - 1999
Hausmann y otros (2000)	49	100	5	1990 - 2000
Mihaljek y Klan (2001)	22	24	-	1990 - 2000
	13	27	-	1996 - 2001
Morón y Winkelried (2002)	10	18	más de 30	1992 - 2001
Miller (2003)	15	15	6	1994 - 2002

Nota: *Las cifras de Pass-Through son puntos porcentuales de una depreciación.*

Durante la década de los noventas y los primeros años de la década del 2000 han coexistido una serie de factores macroeconómicos que han hecho que, en Perú, la relación entre tipo de cambio y nivel de precios no sea regular. Entre otros, la inflación fue reducida de cifras bastante elevadas a niveles internacionales; el BCR reafirmó su autonomía operativa mediante el anuncio de metas de inflación en 1994 y adoptó formalmente el esquema de metas de inflación en el 2002; la economía experimentó una serie de reformas estructurales orientadas a la liberalización y mayor apertura de los mercados; y se vivieron las secuelas de las crisis financieras internacionales como la asiática (1997), la rusa (1998) y la brasilera (1999). Todo ello hace que la dinámica inflacionaria y cambiaria en el Perú sea un interesante caso de estudio.

Gráfico 1
Inflación y Depreciación Nominal, 1992 – 2002
(variaciones porcentuales a 12 meses)



[3] No obstante, la no-linealidad ha sido anotada por Barrera (2000) y Miller (2003).
[4] La vida media se refiere al número de meses en el que se observa el 50% del PT de largo plazo.

En el gráfico 1 se muestran las trayectorias de la inflación y la depreciación nominal desde 1992 hasta fines del año 2002. Se aprecia que a inicios de los noventa, ambas se encontraban estrechamente relacionadas. De hecho, el coeficiente de correlación (no condicional) entre estas dos series en el período enero 1992 – diciembre 1995 es de 0.84. Asimismo, a medida que la inflación se reduce, la relación se torna difusa lo que se evidencia en un coeficiente de correlación de 0.45 entre enero de 1996 y fines del 2002. Un hecho curioso por notar es que entre enero de 1998 y mediados de 1999 esta correlación aparenta ser negativa: una marcada depreciación nominal vino acompañada de una disminución significativa de la inflación, lo que sugiere un *PT* particularmente débil en ese período. Este análisis descriptivo es retomado con algo más de detalle posteriormente.

La no-linealidad del *PT* sin duda tiene importantes implicaciones para la política monetaria por dos motivos. En primer lugar, puede afectar los pronósticos de inflación. Un análisis incompleto sobre las condiciones iniciales de predicción y el planteamiento de supuestos equivocados sobre la trayectoria futura de la economía pueden llevar a predicciones erróneas y a consecuentes políticas inadecuadas[5]. En segundo lugar, la no-linealidad del *PT* puede variar los efectos de las acciones del banco central sobre su objetivo central.

El presente estudio se traza como objetivo estudiar la asimetría en el *PT* en el Perú para tener un mejor entendimiento de los factores que lo afectan y conocer con mayor detalle el proceso agregado de determinación de precios. Todo ello apunta a proveer de una herramienta útil que permita derivar conjeturas razonables sobre la evolución futura del *PT* e incorporar esta información en modelos de simulación y análisis de política[6]. Este aporte se considera significativo en el contexto del esquema de metas de inflación seguido por el BCR desde inicios del año 2002.

Este documento se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se discuten algunos canales por donde se manifiesta el *PT* y se estima un modelo lineal base que resume estos mecanismos. Se encuentra que el *PT* extraído de este modelo es fuertemente inestable, hecho atribuido a la linealidad del mismo. En la tercera sección se conduce una breve discusión conceptual sobre los factores macroeconómicos que generan la asimetría en el *PT*. Con ello, la sección cuatro introduce no-linealidades al modelo base, las contrasta estadísticamente y determina una lista de variables que hacen que el *PT* sea dependiente del estado de la economía. La sección cinco compara los resultados del modelo lineal base con la de los modelos no-lineales y estudia cómo se altera el *PT* ante distintos entornos y estados. Se encuentran efectos y asimetrías importantes que permiten vislumbrar mejor la relación entre el tipo de cambio y el nivel de precios. Entre ellos destacan la magnitud de la depreciación nominal que produce el *PT*, la posición de la economía en el ciclo económico y la efectividad del BCR en controlar la inflación. Por último, la sección seis concluye el estudio, plantea reflexiones en torno a los resultados empíricos y propone algunos lineamientos para la investigación futura.

2. El *Pass-Through* y la cadena distributiva

El PT es un fenómeno microeconómico determinado, en un contexto competitivo, por la elasticidad precio de las importaciones. En una economía pequeña y abierta, donde el ser tomador de precios internacionales implica que los importadores presentan una oferta perfectamente elástica, se espera que el *PT* sea completo. Cuando se transan bienes homogéneos en un mercado mundial integrado, se intuye que el arbitraje eliminará el diferencial de precios expresados en una moneda común. Ello quiere decir que se cumple la Ley de un Solo Precio y que una depreciación implicará un aumento de los precios domésticos en la misma magnitud para reestablecer la razón de precios relativos (relación uno a uno) [7], por lo menos en el largo plazo.

[5] En la literatura de modelos no lineales se baraja el argumento que de presentarse asimetrías fuera de la muestra de estimación, que no pueden ser recogidas por una especificación lineal, un modelo no-lineal es la herramienta adecuada para la predicción. Véase Clements y Smith (1999) y Lundbergh y Teräsvirtra (2002) para simulaciones que respaldan esta intuición.

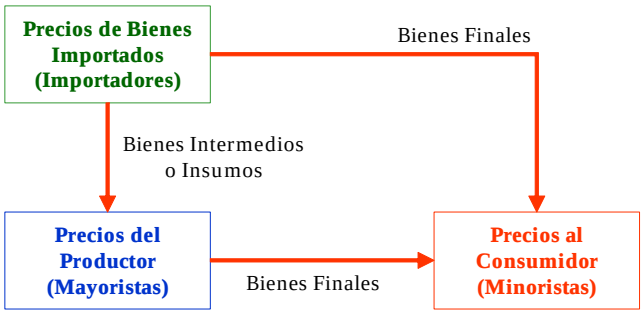
[6] Un ejercicio ilustrativo se encuentra en García y Restrepo (2001) para Chile.

[7] Parafraseando esta idea, una depreciación exigirá un ajuste de precios internos que asegure un tipo de cambio real constante (que se mantenga el Poder de Paridad de Compra). Un estudio interesante al respecto es el de Engle y Rogers (1995).

No obstante, numerosa literatura liderada por Dornbusch (1987)[8] muestra que bajo situaciones distintas a la competencia perfecta (ciertamente, más realistas) tales como estructuras oligopólicas en el mercado de bienes o bajo la presencia de sustituibilidad imperfecta entre los bienes nacionales e importados, el PT puede ser menor a uno (incompleto). Ello debido a que las firmas cambian estratégicamente la forma de fijar precios y las familias alteran sus patrones de consumo para incrementar o disminuir la demanda de bienes importados. Se concluye, de este modo, que el PT es menor en mercados segmentadas[9] y donde se transen bienes diferenciados[10].

En este punto cabe concentrarse en la *Cadena Distributiva de Bienes*, ilustrada en el gráfico 2, donde se diferencian hasta tres vías en cómo una depreciación se traduce en mayores precios para los consumidores[11]. La cadena es compuesta por tres etapas: importadores, productores (mayoristas) y minoristas. Dada la existencia de rigideces nominales e imperfecciones en los mercados de cada una de las etapas de la cadena, el PT no será mayor conforme se avance a lo largo de ella.

Gráfico 2
La Cadena Distributiva de Bienes



Un incremento en el tipo de cambio puede comprometer el margen de ganancia de los importadores. Si éstos tienen la facilidad de transferir los mayores costos a los productores, se incrementa el PT. Los productores, a su vez, pueden transferir los mayores costos a los minoristas quienes los cargarán finalmente a los consumidores.

La discusión anterior se refiere al efecto directo de una depreciación sobre los precios. Sin embargo, existe un efecto indirecto las importaciones pueden ser utilizadas como insumos o bienes intermedios en la producción local. Así, una depreciación incrementará el costo real de producción y presionará al alza de los precios de bienes locales, sin necesidad de existir sustituibilidad con los bienes transables finales. Claramente, cuanto más intenso sea el uso de bienes importados como insumos o bienes intermedios, se espera que el PT sea mayor.

Finalmente, un aspecto poco abordado en la literatura es el PT producto de la dolarización[12]. Al margen de la fijación de precios en dólares, que incide directamente sobre el precio al consumidor, un mayor tipo de cambio aumenta los costos financieros de las firmas con pasivos dolarizados. Si existe un gran número de estos agentes, podría esperarse en algún momento un incremento de precios que permita reestablecer el patrimonio empresarial previo a la depreciación.

[8] Buenas recopilaciones de la literatura producida en los ochentas, se encuentran en Knetter (1993) y Goldberg y Knetter (1997).
[9] Donde, en términos de Goldberg y Knetter (1997), las firmas pueden practicar discriminación de precios de tercer grado generando el fenómeno llamado *Pricing to Market*.
[10] Otros factores son el grado de apertura de la economía (Romer, 1993) y la participación de firmas extranjeras en el mercado local (Dornbusch, 1987). Véase además Burstein y otros (2002).
[11] Véase Miller (2003) para una discusión más detallada y completa sobre canales alternativos.
[12] Excepciones son Haussman y otros (2000), González (2000) e Ize y Parrado (2002).

A priori la importancia de los tres canales mencionados parece significativa en el caso peruano hacia fines del año 2002. El 35% de los bienes que conforman el IPC son transables mientras que el precio de algunos bienes no transables, como los alquileres de vivienda que participan con el 3% en la canasta del IPC, son fijados en dólares. Por otro lado, más del 30% de los insumos utilizados por el sector industrial local son importados[13] mientras que aproximadamente el 80% del crédito bancario al sector privado es contratado en dólares.

2.1 Un modelo estructural base

Como punto de partida del análisis empírico se toma un modelo de determinación de precios a lo largo de la cadena distributiva. Éste es propuesto por McCarthy (1999) y analiza cómo choques de oferta, de demanda y de tipo de cambio son transmitidos en cada etapa de la fijación de los precios finales (Gráfico 2). Se plantea que las inflaciones de cada índice constan de cinco componentes: la inflación esperada en cada etapa, choques de oferta y de demanda domésticos, choques al tipo de cambio (externos), efectos de choques a la inflación en las etapas anteriores y, finalmente, perturbaciones propias de cada fase.

Formalmente, la cadena distributiva responde al siguiente sistema

Oferta $$s_t = E_{t-1}(s_t) + u_t^s \quad \textbf{...(1a)}$$

Demanda $$y_t = E_{t-1}(y_t) + a_{ys}u_t^s + u_t^y \quad \textbf{...(1b)}$$

Tipo de Cambio $$\Delta e_t = E_{t-1}(\Delta e_t) + a_{es}u_t^s + a_{ey}u_t^y + u_t^e \quad \textbf{...(1c)}$$

Precios de Importaciones $$p_t^m = E_{t-1}(p_t^m) + a_{ms}u_t^s + a_{my}u_t^y + a_{me}u_t^e + u_t^m \quad \textbf{...(1d)}$$

Precios al por Mayor $$p_t^w = E_{t-1}(p_t^w) + a_{ws}u_t^s + a_{wy}u_t^y + a_{we}u_t^e + a_{wm}u_t^m + u_t^w \quad \textbf{...(1e)}$$

Precios al Consumidor $$p_t^c = E_{t-1}(p_t^c) + a_{cs}u_t^s + a_{cy}u_t^y + a_{ce}u_t^e + a_{cm}u_t^m + a_{cw}u_t^w + u_t^c \quad \textbf{...(1f)}$$

donde $E_{t-1}(x_t)$ es la expectativa de x_t con información disponible hasta el período $t - 1$ y los u_t representan innovaciones estructurales contemporáneamente independientes y no autocorrelacionadas.

Los choques de oferta son identificados a partir de la diferencia entre la inflación del Índice de Precios al Consumidor (IPC, en adelante) y la inflación subyacente, es decir, la inflación no subyacente[14], s_t . Las perturbaciones de demanda son aproximadas mediante la dinámica de la brecha del producto, y_t , luego de haber descontado los efectos contemporáneos de choques de oferta. La dinámica de la depreciación nominal, Δe_t , establece las innovaciones externas tras controlar las fluctuaciones del tipo de cambio por los efectos de choques de oferta y demanda. Por su parte, los choques de inflación en cada etapa son simplemente las fluctuaciones no explicadas por información sobre los choques de oferta, demanda, tipo de cambio e innovaciones de las inflaciones de etapas previas de la cadena[15]. Los precios de las importaciones son aproximados por el Índice de Precios al por Mayor de Productos Importados (IPMI, en adelante) mientras que los precios del productor corresponden al Índice de Precios al por Mayor de Productos Nacionales (IPMN en adelante)[16].

[13] En el año 2002 el PBI fue cercano a US$ 56.5 miles de millones y el PBI Industrial representó el 15% de esta cifra. Por su parte, las importaciones de insumos para la industria fueron US$ 2.6 miles de millones, 31% del PBI Industrial.

[14] Esta medida recoge las fluctuaciones en precios como cambios en el precio de los combustibles o del transporte interprovincial, retrasos o adelantos de cosechas de alimentos por condiciones climatológicas o variaciones en las tarifas de servicios públicos. Los rubros considerados equivalen al 31.7% de la canasta base del IPC. Véase BCR (2002).

[15] Estas perturbaciones pueden ser interpretadas como cambios en el poder de fijación de precios de las empresas de cada etapa de la cadena.

[16] Detalles de los datos utilizados se encuentran en el Anexo No. 1.

Un aspecto atractivo de la especificación anterior es que admite que las fluctuaciones del tipo de cambio afecten al IPC directa e indirectamente. El efecto directo se relaciona con los productos importados o denominados en dólares que forman parte de la canasta del IPC mientras que el indirecto es inducido a través del incremento en costos descrito previamente.

Si se considera que las expectativas corresponden a la proyección lineal de los rezagos de todas las variables del sistema, el modelo (1) equivale a un VAR estructural,

$$\mathrm{A}\mathrm{Y}_t = \mathrm{B}(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathbf{u}_t \qquad \text{donde} \qquad \mathrm{Y}_t = [\, s_t \;\; y_t \;\; ? \;\; e_t \;\; p_t^m \;\; p_t^w \;\; p_t^c \,]' \qquad \textbf{...(2)}$$

cuya forma reducida es

$$\mathrm{Y}_t = \mathrm{H}(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathbf{e}_t \qquad \text{donde} \qquad \mathrm{A}\mathrm{H}(L) = \mathrm{B}(L),\ \mathrm{A}\mathbf{e}_t = \mathbf{u}_t \qquad \textbf{(3)}$$

siendo A una matriz triangular tal que las innovaciones son ortogonalizadas mediante la descomposición de Cholesky[17, 18].

En este contexto, el *pass-through* k_t se calcula a partir de las funciones acumuladas de respuesta al impulso[19],

$$k_t = \frac{\sum_{j=0}^{t} \frac{\partial p^c_{t+j}}{\partial u^e_t}}{\sum_{j=0}^{t} \frac{\partial \Delta e_{t+j}}{\partial u^e_t}} \qquad \textbf{...(4)}$$

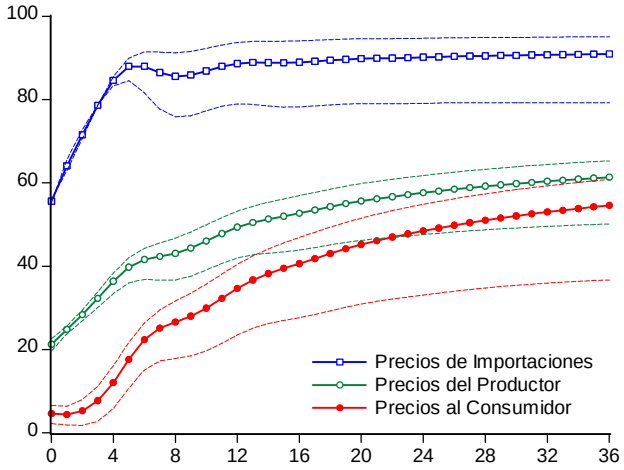
El numerador de k_t mide el efecto acumulado que una depreciación ha generado sobre la inflación hasta el período t. Es importante notar que, dada la especificación VAR del sistema, la respuesta de inflación reflejará, además de la reacción al choque estructural, la respuesta endógena del tipo de cambio. Es decir, la respuesta en el período t es generada tanto por el choque inicial como por las depreciaciones que siguen a este choque. Para evitar este posible problema de sobreestimación, en el denominador de k_t se considera la respuesta acumulada y endógena del tipo de cambio al choque.

2.2 Resultados del modelo base

El sistema (1) fue estimado utilizando datos mensuales desde 1993 hasta fines del año 2002[20]. En seguida se computaron los distintos *PT* según (4) para un horizonte de 0 a 36 meses, mostrados en el gráfico 3.

[17] Se recomienda la lectura de Favero (2002) para aspectos generales de la metodología VAR.
[18] La falta de una relación de cointegración estable entre las series que componen el sistema impidió modelar la transmisión de choques en términos de una ecuación de largo plazo que recoja la Paridad de Poder de Compra. Para lineamientos sobre este enfoque véase Gonzales (2000).
[19] Esta definición es similar a la utilizada en Goldfajn y Werlang (2000).
[20] Los detalles sobre la estimación de la forma reducida de (3) se encuentran en el Anexo No. 1.

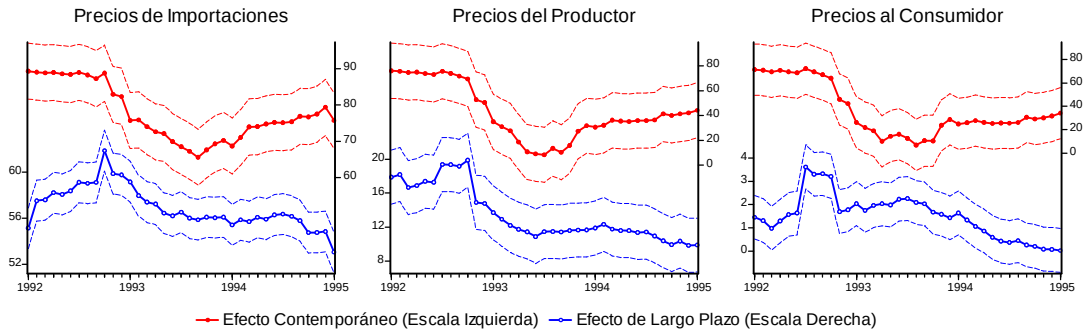
Gráfico 3
Estimaciones del *Pass-Through* según el modelo base, 1993 – 2002
(en porcentajes de una depreciación)



En la figura se aprecia que el *PT* hacia el IPMI no es completo, con un valor de largo plazo de 85%. En un año 82% de la depreciación es transferida a estos precios por lo que la vida media del choque es de tan sólo 3 meses. Por su parte, el *PT* hacia el IPMN es sustancialmente menor: 60% en el largo plazo, con un efecto a un año de 46% y una vida media de 9 meses. Por último, la transferencia hacia el IPC es de 46% en el largo plazo y de 28% en un año. Asimismo, ésta es más lenta al reportar una vida media de un año.

El *PT* hacia el IPC hallado es considerablemente mayor a los de Mihaljek y Klan (2001) y Morón y Winkelried (2002), reportados en el Cuadro 1, tanto en el corto como en el largo plazo. Esto se debe a la influencia de los años iniciales de la muestra donde tanto la tasa de inflación como la depreciación eran elevada con respecto a sus valores hacia finales de los noventa.

Gráfico 4
Estimaciones del *Pass-Through* del modelo base según inicio de la muestra
(en porcentajes de una depreciación)



Si bien bajo algunos supuestos estos resultados pueden ser razonables, el sistema estimado no es estable en toda la muestra. En particular, no se tiene suficiente evidencia para aceptar la hipótesis nula de estabilidad de parámetros[21]. Para ilustrar este punto, se procedió a calcular las medidas de *PT* considerando una muestra de

[21] Véase el Anexo No. 3.

tamaño variable donde se eliminaron, una por una, las observaciones iniciales. Así, se estimó el sistema, con datos iniciados en enero de 1992, con febrero de 1992 como primera observación y así sucesivamente hasta iniciar la muestra en enero de 1995. los resultados de este ejercicio se muestran en el gráfico 4.

De la discusión y resultados anteriores pueden extraerse dos conclusiones importantes. Primero, se confirma la inestabilidad del *PT*. Quizá "inestabilidad" tiene la connotación de "error de especificación" o de "problema econométrico". No obstante, en el contexto de este estudio la inestabilidad se relaciona, más bien, con el hecho de que *el PT es dependiente del estado de la economía*. Segundo, el *PT* muestra una marcada *tendencia decreciente* que va de la mano con la gradual convergencia hacia un entorno de estabilidad monetaria en Perú. Estos resultados motivan la discusión plasmada en el resto del documento

3. Factores macroeconómicos detrás del *Pass-Through*

A pesar de tratarse de un fenómeno microeconómico, el entorno macroeconómico puede alterar el efecto del tipo de cambio sobre la inflación a través de la cadena distributiva. Las firmas pueden enfrentar un choque macroeconómico de tal magnitud o naturaleza que genere un cambio permanente en el volumen de bienes transados, en sus márgenes y, por ende, en la intensidad y la velocidad del *PT*.

La literatura ha identificado una lista de determinantes macroeconómicos del *PT*. A continuación se exponen cinco factores que van a ser contrastados empíricamente en secciones posteriores.

En primer lugar, se tiene la **dinámica del tipo de cambio**. Una depreciación pronunciada generará incentivos para que las firmas eleven sus precios. Ante una depreciación reducida es más probable que estos agentes decidan no modificar sus precios, dada la existencia de costos de menú o de un beneficio marginal de hacerlo muy reducido[22]. En este sentido, como sostienen León y otros (2001), una secuencia de pequeñas depreciaciones será menos inflacionaria que una gran depreciación. Asimismo, Wei y Parsley (1995) muestran que la mayor volatilidad del tipo de cambio hace a las firmas más adversas a cambiar sus precios y más dispuestos a ajustar temporalmente sus márgenes, reduciendo el PT[23].

Un segundo factor es la posición de la economía en el **ciclo económico**. Si la economía se encuentra en una fase recesiva o con una demanda interna débil, fuertes depreciaciones no implicarán incrementos en precios porque las firmas optarán por ajustar márgenes para no sacrificar su participación en el mercado. Por el contrario, como sostienen Goldjfan y Werlang (2000), cuando la economía entra a una etapa expansiva las firmas, que en esta ocasión gozan de ventas crecientes y posibles excesos de demanda, encuentran más fácil trasladar aumentos de costos a los precios finales[24].

El tercer factor se refiere al **desalinamiento del tipo de cambio real**, en particular cuando éste se encuentra subvaluado. Esta situación, como sugieren Bergin y Feenstra (2001), genera un exceso de oferta en el sector no transable con lo que se requiere una depreciación nominal que contraiga la demanda del sector transable, reestablezca el precio relativo de equilibrio y atenúe posibles presiones inflacionarias. Borensztein y De Gregorio (1999) notan que las depreciaciones ocurridas sin aparentes desequilibrios en el tipo de cambio real generan presiones inflacionarias o una apreciación futura, como mecanismo de corrección. Ninguno de estos efectos se observa de existir una subvaluación real inicial.

[22] Las implicancias sobre los costos de menú se encuentran en Smets y Wouters (2002).
[23] Un aspecto vinculado y no estudiado en este documento es la naturaleza de la depreciación: permanente o transitoria. Véase Engel (2002).
[24] Puede argumentarse paralelamente que en recesión las firmas reducen su producción y desacumulan sus inventarios. En este caso una depreciación no afectará los precios ya que los inventarios pueden entenderse como producción generada con los costos anteriores al incremento del tipo de cambio. Véase Campa y Goldberg (1999).

Como cuarto factor, el **entorno inflacionario** influye sobre la frecuencia o persistencia de los cambios en costos, relacionada con el nivel de inflación. El caso extremo es una hiperinflación donde los precios son ajustados prácticamente en tiempo real[25]. En general, en un contexto de alta inflación el tipo de cambio es usualmente tomado como un precio de referencia, un *benchmark*, lo que conlleva a estrechos comovimientos de éste con los precios internos. Taylor (2000) anota que, contrariamente, en un entorno de baja inflación los agentes se muestran reacios a modificar sus precios ya que tienden a percibir los choques como transitorios.

En virtud de ello, la credibilidad o efectividad del Banco Central para alcanzar la meta de inflación que fija adquiere relevancia. Gagnon e Ihrig (2001) encuentran que cuando los agentes esperan que la autoridad monetaria actúe decididamente para estabilizar la inflación doméstica, se muestran menos propensos a cambiar sus precios ante una depreciación. En un contexto de metas de inflación, la meta definida ayuda a modificar las expectativas de los agentes quienes perciben un cambio en el comportamiento del mercado monetario que fomenta, finalmente, la reducción del PT[26].

Finalmente, como quinto factor se encuentra el grado de **dolarización** de la economía. Intuitivamente, se espera que cuanto más dolarizada se encuentre una economía mayor sea el PT y su velocidad. Gonzales (2000) descubre que esto no es del todo cierto y que si bien existe una relación positiva entre dolarización y PT, no es significativa. En Perú la mayoría de los salarios, los impuestos y los precios de bienes no durables son denominados en moneda nacional. Estudios previos como Quispe (2000) y Rossini (2001) demuestran que la dolarización en Perú no es un caso de sustitución monetaria sino de dolarización de activos y pasivos. Ello lleva a pensar que, de darse la transferencia, el PT operaría mediante la proporción de deuda en dólares al exponer a pérdidas patrimoniales a las empresas, como se ha mencionado[27].

4. Introduciendo asimetría: el contexto STVAR

El modelo base de la sección 2 es incapaz de capturar los efectos asimétricos que el estado de la economía genera sobre el PT. Para lidiar con esta limitación, se aborda una manera sencilla de introducir no-linealidad en (1): plantear que la forma reducida del VAR como[28]

$$\mathrm{Y}_t = \mathrm{K}_1(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_2(L)\mathrm{Y}_{t-1}F(x_t;g,c) + \mathbf{v}_t \qquad \textbf{...(5)}$$

siendo x_t una *variable de estado* y $F(.)$ una función logística,

$$F(x_t;g,c) = \{1 + \exp[-g(x_t - c)]\}^{-1} \qquad \textbf{...(6)}$$

de modo que el vector Y_t sigue un proceso autoregresivo con transición suave (STVAR, en adelante) en la variable de estado o de transición[29].

En (6), c es un parámetro de umbral que define el estado de la economía según los valores de x_t mientras que g es un parámetro de suavizamiento. La especificación (5) converge a (2), un modelo lineal, si $g \to 0$ y a un modelo con cambios abruptos entre 2 regímenes ($x_t > c$, $x_t \leq c$) cuando $g \to \infty$ (F es una variable binaria o *dummy*). Para valores intermedios de g (6) establece una dinámica tal que Y_t varíe gradualmente ante cambios en x_t, formándose un continuo de estados.

Dada (6), la *hipótesis nula de linealidad* puede resumirse en H_0: $g = 0$. Para contrastarla, Lukkonen y otros (1988) proponen reemplazar la función F por una aproximación de Taylor alrededor de la hipótesis nula[30]. Así, si x_t es conocida, la aproximación de (5) es

[25] Es bueno considerar además que, como señala Benabou (1992), la inflación impone costos a las firmas al reducir sus márgenes reales.
[26] Goldfjan y Werlang (2000) hallan que las expectativas de inflación son determinantes del PT.
[27] Morón y Winkelried (2002) estudian este aspecto con mayor profundidad.
[28] Un enfoque alternativo, ciertamente más elegante, es provisto por Weise (1999) quien ilustra con un pequeño modelo estructural cómo una sola variable puede ser la fuente de no-linealidad de todo el sistema.
[29] Los modelos de transición suave tienen una historia relativamente corta en el debate econométrico y han mostrado ser altamente exitosos en capturar no-linealidades existentes en los datos. Una buena recopilación bibliográfica se encuentra en van Dijk y otros (2001).

$$\mathbf{Y}_t = \Lambda_1(L)Y_{t-1} + \Lambda_2(L)\mathbf{Y}_{t-1}x_t + \mathbf{?}_t \qquad \text{...(7)}$$

Luego, H_0: $g = 0$ es equivalente a H_0: $\Lambda_2(L) = 0$. Esto es, verificar la significancia conjunta de pk^2 coeficientes, donde p es el número de rezagos del VAR y k, el número de variables (5 en el modelo base) a través del procedimiento estándar:

- Estimar (3) y recoger la matriz de covarianzas de los residuos, W_e .
- Estimar (7) y recoger la matriz de covarianzas de los residuos, W_x .
- Calcular el estadístico[31] $LR = (T - pk)\{\ln(|\Omega_e| - \ln(|\Omega_x|)\} \sim c^2(pk^2)$

Un valor alto de *LR* implica que los regresores adicionales (los originales multiplicados por x_t) contienen información valiosa para explicar $\mathbf{Y}_t$. Al interpretar la prueba como un contraste de linealidad, un valor *LR* alto es síntoma de presencia de no-linealidad en los datos, causada por x_t.

Si bien el procedimiento anterior es suficiente para corroborar la presencia global de efectos asimétricos, es posible probar la no-linealidad ecuación por ecuación con el propósito de tener una mejor comprensión de qué variables son las que más se alteran con el proceso de transición. Para tales fines, corresponde plantear pruebas *F* de exclusión de variables y verificar su significancia estadística[32].

Por otro lado, existen algunas estrategias disponibles para la estimación de (5) y (6). A saber, la optimización de una función de verosimilitud (máxima verosimilitud con información completa) o una estimación por mínimos cuadrados no lineales. No obstante, además de tratarse de alternativas computacionalmente costosas, Potscher y Prucha (1997) anotan que puede llevar a problemas de identificación dada la sensibilidad del modelo al parámetro *g*. Ante ello, Leybourne y otros (1998) proponen realizar búsquedas entre posibles valores de los parámetros no-lineales, *g* y *c*, y estimar (5) como un modelo lineal. Esta alternativa es denominada *mínimos cuadrados condicionales* y es la adoptada considerando, además, la estrategia de búsqueda de Wiese (2000). Puntualmente, se fija un valor de *c*, se realiza una búsqueda sobre una gama de valores de *g* y se estima (5) por mínimos cuadrados ordinarios. La selección de los valores de *c* y *g* responde tanto a razonamiento económico como a la significancia estadística y bondad de ajuste del modelo resultante.

Por último, bajo este nuevo esquema el *PT* puede ser calculado de manera análoga a (4). La diferencia es que las funciones de respuesta al impulso de modelos no-lineales no tienen una forma analítica y precisan ser simuladas como proponen Koop y otros (1996) y Potter (2000). Este procedimiento determina las *funciones generalizadas de respuesta al impulso* y es detallado en el Anexo No. 2.

4.1 ¿Existe no-linealidad en el modelo base?

Como se presume, el análisis ha sido restringido a especificaciones como (5), es decir, a sistemas VAR con una única función de transición[33]. La razón de ello es el reducido tamaño muestral. Por tal motivo, los cinco factores macroeconómicos discutidos en la sección 3 son estudiados por separado con la expectativa de que los resultados sean complementarios y que se pueda extraer un único conjunto de conclusiones de las diversas estimaciones.

Se exploró heurísticamente un gran número de variables de transición, divida en 5 grupos, uno por cada factor de no-linealidad. Para cada candidata se ejecutó el contraste de linealidad descrito anteriormente y se evalúo la dinámica que generaba en el STVAR. Sobre la base de estos criterios se optó por utilizar como variables de transición el primer rezago de los siete indicadores mostrados en el Cuadro 2[34].

---

[30] Nótese que bajo H0 los parámetros *g* y *c* no están identificados por lo que la formación directa de un estadístico tipo c^2 o *F* no es posible. Esta situación es conocida como el *problema de Davies* y encuentra solución al utilizar aproximaciones de Taylor. Skalin (1998) propone el uso de técnicas *bootstrap* como alternativa aunque los costos computacionales a los que conlleva le restan atractivo. Finalmente, Weise (1999) extiende el debate al contexto VAR.

[31] En la elaboración de la prueba LR se considera una corrección por muestra pequeña *a la Sims*.

[32] Ello va en línea con el análisis univariado de Granger y Terasvirta (1999).

[33] Modelos más generales se encuentran en Lundbergh y otros (2003) y Medeiros y Veiga (2000).

[34] El detalle sobre la construcción de estas variables se encuentra en el Anexo No. 1.

Cuadro 2
Pruebas de linealidad del modelo base según variable de transición

	s	y	Δe	p^m	p^w	p^c	**LR**
1. Dinámica del Tipo de Cambio							
$\Delta_1 e$	0.786	1.680	1.881	1.246	2.789	1.565	100.358
	(0.664)	(0.085)	(0.047)	(0.266)	(0.003)	(0.117)	(0.015)
$\Delta_6(i^S - i^\$)$	2.025	1.530	3.757	4.596	1.849	1.125	112.656
	(0.031)	(0.128)	(0.000)	(0.000)	(0.052)	(0.351)	(0.002)
2. Ciclo Económico							
$\Delta_{12} y$	1.482	1.718	3.841	4.484	1.458	1.095	102.084
	(0.146)	(0.076)	(0.000)	(0.000)	(0.156)	(0.375)	(0.011)
3. Desalinamiento del Tipo de Cambio Real							
$q - q^*$	1.484	1.467	2.494	1.436	3.111	1.668	117.444
	(0.145)	(0.152)	(0.007)	(0.165)	(0.001)	(0.088)	(0.001)
4. Entorno Inflacionario y Política Monetaria							
$\Delta_1 p^c$	1.087	1.649	2.189	1.636	2.764	2.079	121.303
	(0.381)	(0.092)	(0.019)	(0.096)	(0.003)	(0.026)	(0.000)
$\Delta_{12}(p^c - p^*)$	0.829	3.127	2.700	2.441	4.207	3.140	143.602
	(0.620)	(0.001)	(0.004)	(0.009)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
5. Dolarización							
$\Delta_{12} r$	1.521	1.858	1.877	2.532	2.520	1.434	117.969
	(0.132)	(0.051)	(0.048)	(0.006)	(0.007)	(0.166)	(0.001)

Nota: *Los números bajo el nombre de las variables del modelo base son pruebas F individuales mientras que los que se encuentran en la columna "LR" son pruebas conjuntas. Las cifras entre paréntesis son* p-*values. En todos los casos la hipótesis nula es la linealidad del VAR.*

Antes de interpretar los resultados de este cuadro es bueno introducir algo de notación. Para cualquier variable x_t se tiene que para un número j entero positivo

$$\Delta_j x_t = x_t - x_{t-j} \qquad \textbf{...(8)}$$

Este operador recoge cierto comportamiento tendencial de x_t durante j períodos, lo que es conveniente para instrumentalizar muchos de los determinantes por estudiar.

Con respecto a la **dinámica del tipo de cambio** se encontró que *el tamaño de la depreciación* $\Delta_1 e_{t-1}$ genera no linealidad en el sistema, afectando principalmente a la ecuación de la brecha del producto, de la misma depreciación nominal y de la inflación del IPMN. Asimismo, una variable de transición interesante fue la evolución del diferencial entre las tasas pasivas en moneda nacional y moneda extranjera, una *proxy* de la *depreciación esperada*, $\Delta_6(i^S_{t-1} - i^\$_{t-1})$. Esta variable introduce asimetría al modelo base a través de prácticamente todas sus ecuaciones.

Por otro lado, la variable $\Delta_{12} y_{t-1}$ captura la dinámica del **ciclo económico**. Vale la pena analizarla: si es positiva, la brecha del producto reciente es mayor a la observada un año atrás lo que sugiere una fase expansiva; si es negativa, puede hablarse de una fase recesiva. Por su parte, el **desalinamiento del tipo de cambio real**, definido como $q_{t-1} - q^*_{t-1}$ donde q^* es el tipo de cambio real de equilibrio, resultó ser también una fuente de asimetría relevante.

Con respecto al **entorno inflacionario**, se tiene como primera variable de estado significativa la *aceleración de la inflación*, $\Delta_1 p^c_{t-1}$. No obstante, es más interesante centrar la atención en $\Delta_{12}(p^c_{t-1} - p^*_{t-1})$ que es el cambio en

el desvío de la inflación observada con respecto a la meta del BCR, p^*. Si esta variable es positiva, el desvío reciente es mayor que el pasado por lo que se refleja una *reducción en la efectividad de la política monetaria*; por el contrario, si es negativa se tiene un aumento de efectividad.

Finalmente, la evolución del ratio de **dolarización** de créditos, $\Delta_{12} r_{t-1}$, explica también la presunta asimetría en el modelo. Un valor positivo de este indicador sugiere que las firmas están dolarizando cada vez más sus pasivos. Si bien podría argumentarse que los cambios en los niveles de dolarización son marginales dado el alto grado de dolarización de la economía, a juzgar por los resultados del Cuadro 2, el contenido estadístico de esta variable parece ser un determinante importante del *PT*.

4.2 Identificando regímenes en la muestra

En el Cuadro 3 se muestran los valores "estimados" de los coeficientes de la función de transición, según cada variable de estado, y se describe brevemente su comportamiento en la muestra. Además, se incluye los resultados de pruebas de significancia conjunta de los parámetros del polinomio $K_2(L)$ en (5) con el fin de confirmar la presencia de no linealidad en cada modelo[35].

Cuadro 3
Estimación de los modelos STVAR según variable de transición

	g	c	Muestra por Régimen (%)			LR
			Bajo	Medio	Alto	
1. Dinámica del Tipo de Cambio			F < 0.15		F > 0.85	
$\Delta_1 e$	7.7	2.5	54.3	18.1	27.6	0.000
$\Delta_6(i^S - i^\$)$	31.4	-0.2	49.1	6.0	44.8	0.035
2. Ciclo Económico						
$\Delta_{12} y$	> 100	0.0	46.6	0.0	53.4	0.000
3. Desalinamiento del Tipo de Cambio Real						
$q - q^*$	26.1	0.0	46.6	5.2	48.3	0.000
4. Entorno Inflacionario y Política Monetaria						
$\Delta_1 p^c$	8.2	0.0	50.9	12.9	36.2	0.030
$\Delta_{12}(p^c - p^*)$	6.9	0.0	42.3	26.9	30.8	0.040
5. Dolarización						
$\Delta_{12} r$	5.8	2.0	44.0	27.6	28.4	0.008

Nota: *La letra "F" se refiere al valor de la función de transición. Las cifras de la columna "LR" son los* p-*values de la hipótesis nula que los coeficientes de la parte no lineal del STVAR son (todos) iguales a cero.*

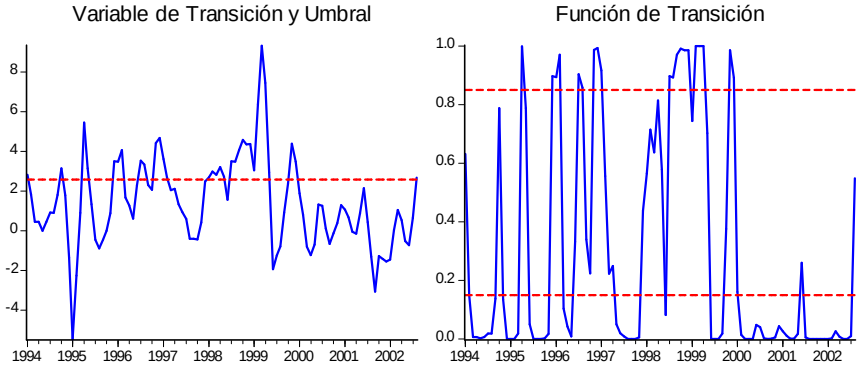
El valor de umbral c vinculado con la depreciación nominal es de 2.5 y permite catalogar a los regímenes extremos generados con la primera variable de estado como *alta* y *baja* depreciación[36]. Por su parte, el estimado del coeficiente g es reducido, lo que sugiere el *PT* es alterado gradualmente ante una depreciación muy marcada.

[35] En el Anexo 3 se presentan los diagnósticos e indicadores de bondad de cada estimación. En términos generales, todas cumplen con requerimientos estadísticos aceptables.

[36] Inicialmente, el valor umbral fue fijado en cero para catalogar a los regímenes como depreciación versus apreciación nominal. No obstante, las pruebas estadísticas y los niveles de ajuste del sistema derivado fueron insatisfactorios.

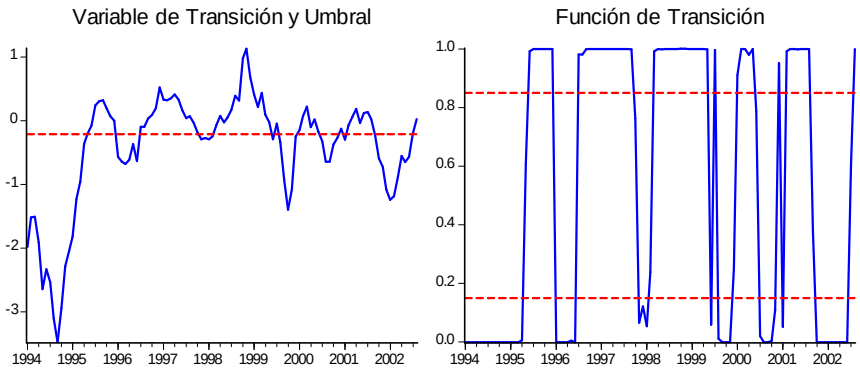
En el gráfico 5 se muestra la trayectoria de la depreciación nominal y de la función de transición que genera. Se aprecia que la última transita de valores elevados a valores reducidos (y viceversa) gradualmente. Bajo esta estimación, resalta la volatilidad de la depreciación y de la función de transición a inicios de la muestra debido a que en esa época se presenció un alto movimiento en la cuenta de capitales. Del mismo modo es claro el cambio de régimen ocasionado por las crisis rusa y brasilera a fines de 1998 e inicios de 1999, respectivamente, y la persistencia de tasas de depreciación reducidas (e incluso apreciación nominal) desde inicios de la década del 2000, donde la economía peruana experimentó una marcada desaceleración.

Gráfico 5
Función de transición según tamaño de la depreciación



Con relación a la variable que aproxima la depreciación esperada, el Cuadro 3 revela un valor de g superior, de modo que la transición de un régimen a otro es más rápida[37]. Ello se observa en la mayor frecuencia de valores extremos de la función de transición (descripción de "F" en el cuadro). En el gráfico 6 se aprecia que la dinámica de la función de transición es similar, en líneas generales, a la mostrada en el gráfico 5.

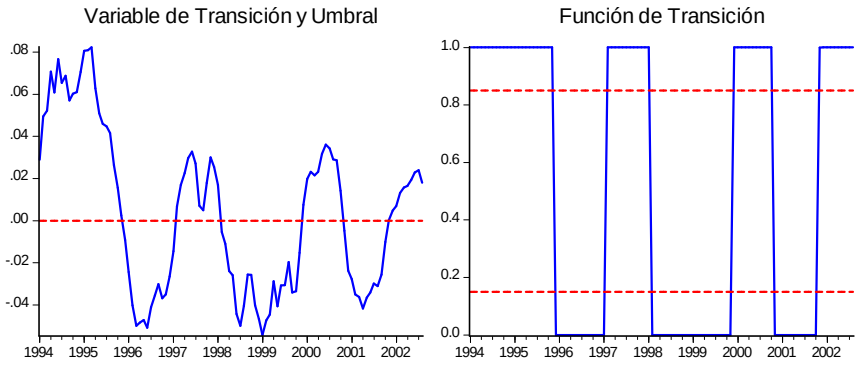
Gráfico 6
Función de transición según tamaño de la depreciación esperada



Los resultados asociados con la variable $\Delta_{12}y_{t-1}$ de manera concluyente conducen a analizar los efectos de la posición del ciclo económico del *PT* considerando dos estados discretos: Expansión y Recesión. De hecho, el valor de c mostrado en el Cuadro 3 es igual a cero mientras que el estimado de g es considerablemente elevado. El gráfico 7 muestra que, en efecto, se puede descomponer el período muestral en etapas "expansivas" (de 1994 a 1996, 1997, 2000 y 2002) y "recesivas"[38].

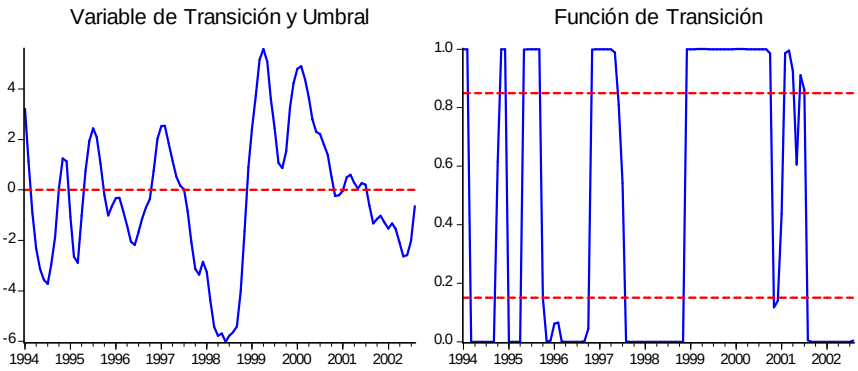
[37] La interpretación es que la medida de depreciación esperada es de naturaleza *forward looking*, lo que implica "saltos" como una respuesta anticipada que los agentes privados tienen a partir de sus pronósticos.
[38] El ciclo económico peruano en los noventas es estudiado en Carranza y otros (2002).

Gráfico 7
Función de transición según fase del ciclo económico



En el gráfico 8 se muestra la evolución de la medida utilizada de desalinamiento del tipo de cambio real y su respectiva función de transición. Resulta importante notar la marcada subvaluación en el año 1998 que se torna en sobrevaluación en los períodos posteriores. La razón de este fenómeno es el efecto de las mencionadas crisis financieras y la consecuente reducción de los términos de intercambio[39].

Gráfico 8
Función de transición según desalinamiento del tipo de cambio real



Por otro lado, el gráfico 9 muestra la evolución de $\Delta_1 p^c$. Las estimaciones del Cuadro 3 revelan una transición bastante suave entre una régimen de inflación acelerada y uno desaceleración de los precios. Este resultado es debido a lo fluctuante de esta variable de estado. Por su parte, el gráfico 10 ilustra a $\Delta_{12}(p^c - p^*)$ donde se destaca también el gradualismo en los cambios en la función de transición. Ello puede interpretarse como que deben ocurrir o bien desvíos notables entre la inflación observada o su meta o éstos deben ser muy recurrentes para generar efectos significativos sobre el *PT*[40].

[39] Mayor detalle en Ferreira y Herrada (2002).
[40] Para el seguimiento de la meta de inflación y sus cumplimientos véase BCR (2002).

Gráfico 9
Función de transición según dinámica de la inflación

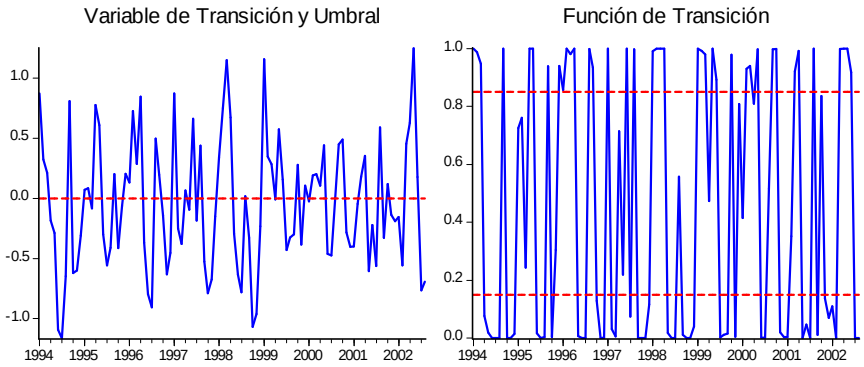


Gráfico 10
Función de transición según efectividad del BCR

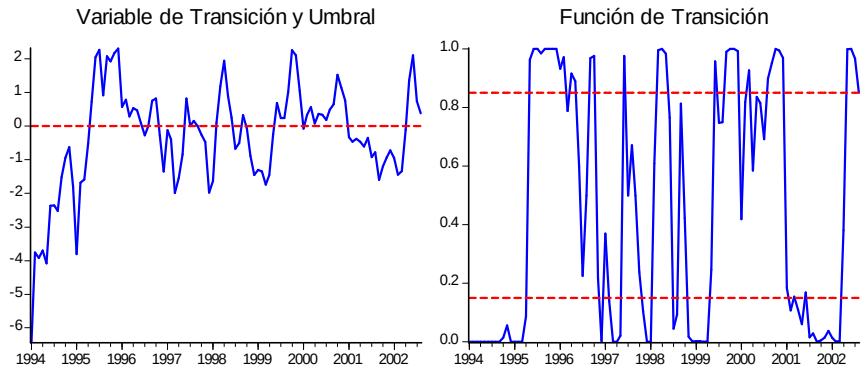
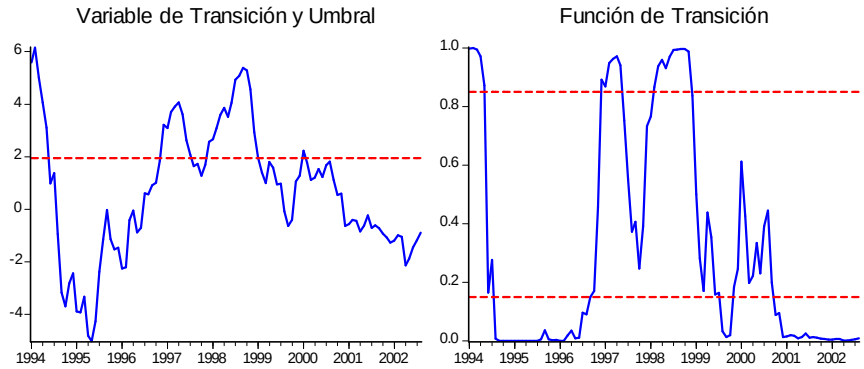


Gráfico 11
Función de transición según dinámica de la dolarización



Finalmente, el gráfico 11 muestra los cambios en el ratio de dolarización y su función de transición adjunta. Ésta revela un período de aceleración de la dolarización entre 1997 y 1999 y reducción de la misma hacia el final de la muestra[41].

5. El *Pass-Through* bajo distintos regímenes: Resultados

Las simulaciones realizadas con los siete modelos descritos son resumidas en el Cuadro 4 y en las Figuras. 12 a 18. A continuación se analizan los efectos asimétricos sobre el *PT* del tipo de cambio hacia el IPC, relevante para la política monetaria. En general, los efectos producidos sobre el IPMN e IPMI son cualitativamente similares.

Cuadro 4
Caracterización del *Pass-Through* según variable de transición

Variable de Transición		Régimen	*Pass-Through* A un año			*Pass-Through* Largo Plazo			Vida Media del Choque		
			p^m	p^w	p^c	p^m	p^w	p^c	p^m	p^w	p^c
Modelo Lineal			82	46	28	85	59	46	3	9	12
1. Dinámica del Tipo de Cambio											
$\Delta_1 e$	> 2.5	*Depreciación Fuerte*	85	55	25	92	72	36	3	10	10
	< 2.5	*Depreciación Leve*	69	39	18	72	51	24	5	9	11
		Diferencia	*17*	*16*	*8*	*19*	*20*	*12*	*-2*	*1*	*-1*
$\Delta_6(i^S - i^{\$})$	> -0.2	*Depreciación Esperada Fuerte*	85	54	28	90	66	40	3	7	9
	< -0.2	*Depreciación Esperada Leve*	68	38	16	74	50	28	4	9	10
		Diferencia	*17*	*16*	*12*	*16*	*16*	*12*	*-1*	*-2*	*-1*
2. Ciclo Económico											
$\Delta_{12} y$	> 0	*Expansión*	87	49	31	92	56	36	3	5	5
	< 0	*Recesión*	79	38	14	83	43	22	4	7	16
		Diferencia	*8*	*11*	*17*	*9*	*13*	*15*	*-1*	*-2*	*-11*
3. Desalinamiento del Tipo de Cambio Real											
$q - q^*$	> 0	*Sobrevaluación*	79	39	22	83	44	31	5	6	7
	< 0	*Subvaluación*	69	23	16	70	25	19	4	4	4
		Diferencia	*10*	*16*	*6*	*13*	*19*	*13*	*1*	*2*	*3*
4. Entorno Inflacionario y Política Monetaria											
$\Delta_1 p^c$	> 0	*Aceleración de la Inflación*	86	56	30	88	59	33	4	4	4
	< 0	*Desaceleración de la Inflación*	72	41	12	76	43	16	6	5	6
		Diferencia	*14*	*15*	*18*	*12*	*16*	*17*	*-2*	*-1*	*-2*
$\Delta_{12}(p^c - p^*)$	> 0	*Menor Efectividad*	76	23	22	88	43	40	7	12	10
	< 0	*Mayor Efectividad*	62	18	9	74	26	18	9	13	19
		Diferencia	*13*	*5*	*13*	*13*	*17*	*23*	*-2*	*-1*	*-9*
5. Dolarización											
$\Delta_{12} r$	> 2	*Dolarización Creciente*	88	38	29	89	42	33	3	7	5
	< 2	*Dolarización Decreciente*	76	33	19	79	40	27	4	9	7
		Diferencia	*12*	*5*	*10*	*10*	*2*	*6*	*-1*	*-2*	*-2*

[41] Consúltese Quispe (2000) para un análisis histórico sobre el proceso de dolarización de la economía peruana.

El primer resultado valida la existencia de asimetrías en el *PT* como producto del tamaño de la depreciación. En el Cuadro 4 y en el gráfico 12 se aprecia que tras una depreciación marcada (mayor a 2.5% según lo estimado) es transmitida al IPC en 25% en un año y en 36% en el largo plazo mientras que el traspaso se reduce en 8% y 12 % en un año y en el largo plazo, respectivamente, si la depreciación es moderada o leve. Por su parte, al analizar este fenómeno con la *proxy* de depreciación esperada (Gráfico 13) se confirma la discrepancia de 12% entre el PT asociado con una depreciación marcada y el vinculado con un aumento poco significativo del tipo de cambio.

Gráfico 12
***Pass-Through* según tamaño de la depreciación**
(en porcentajes de una depreciación)

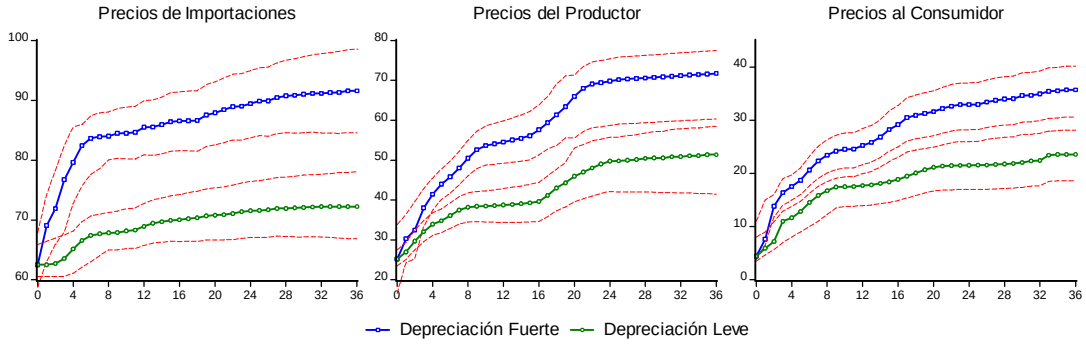
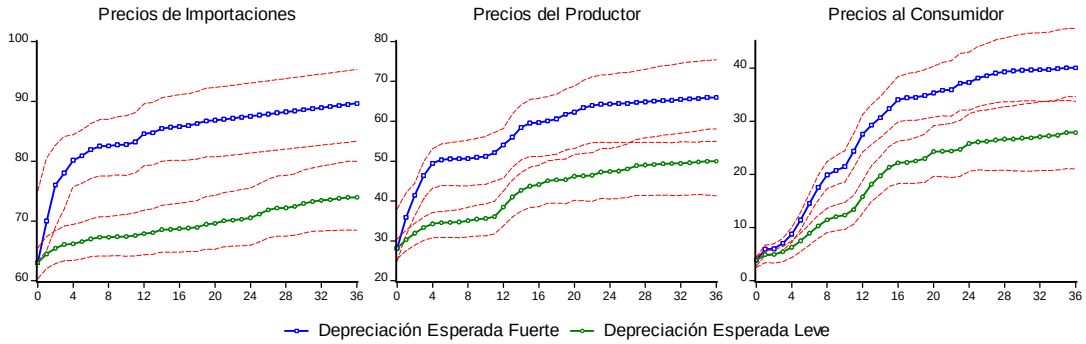
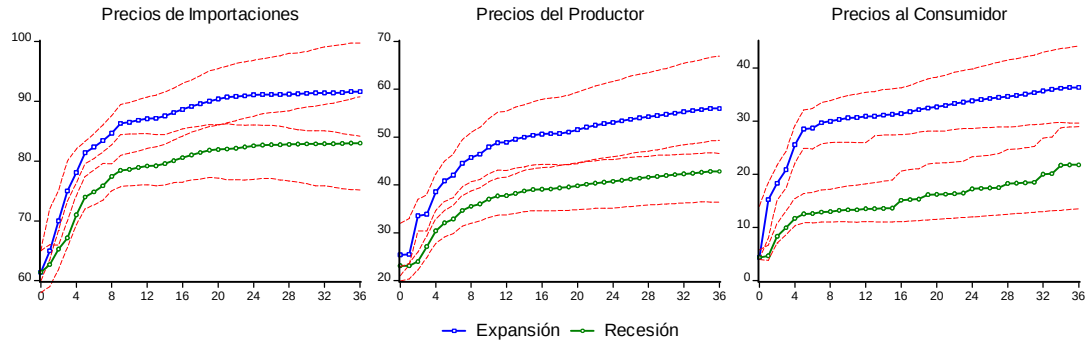


Gráfico 13
***Pass-Through* según tamaño de la depreciación esperada**
(en porcentajes de una depreciación)



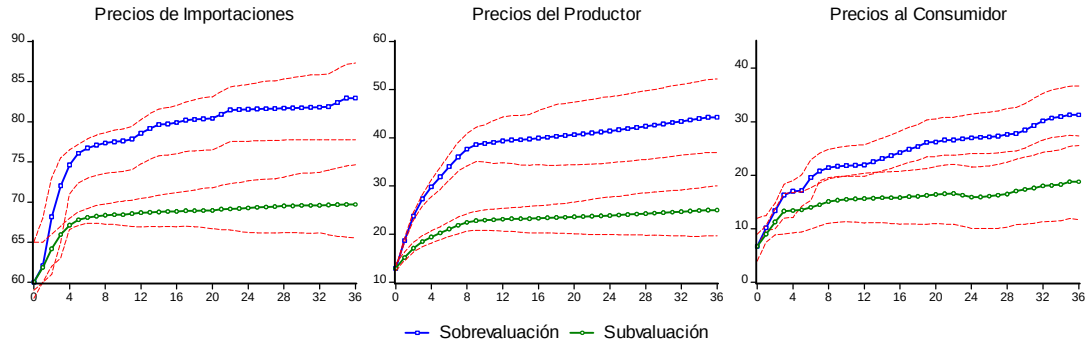
Por otro lado, las no-linealidades encontradas en el *PT* generadas a partir de la dinámica del ciclo económico tienen efectos interesantes, como se ilustra en el gráfico 14. El 31% y 36% de una depreciación es trasladado a los precios en un año y en el largo plazo, respectivamente, si la economía se encuentra en una etapa expansiva. Además, el choque es rápidamente trasladado a precios, con una vida media de tan sólo cinco meses. Por el contrario, cuando la economía se encuentra en recesión, disminuyen considerablemente tanto la magnitud del *PT* (entre 15% y 17%) como su velocidad (en cerca de un año, 11 meses).

Gráfico 14
***Pass-Through* según fase del ciclo económico**
(en porcentajes de una depreciación)



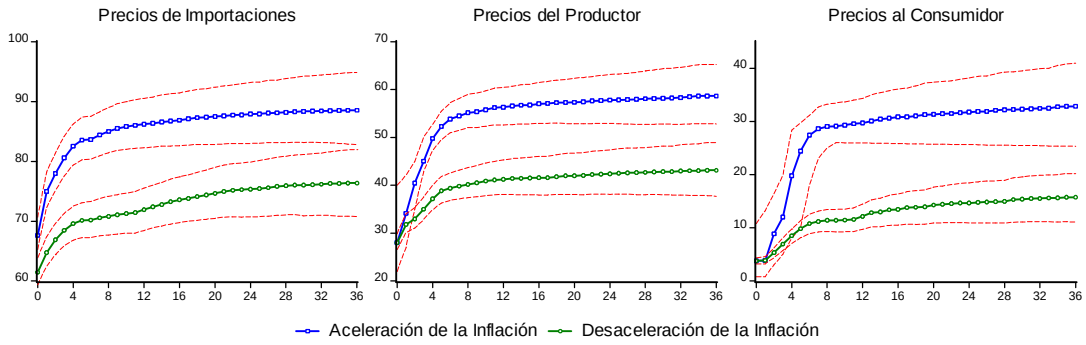
Con respecto al desalinamiento del tipo de cambio real, en el gráfico 15 se aprecia que una subvaluación conlleva, en toda las etapas de la cadena distributiva, a un *PT* menor. Esto es particularmente cierto en el caso del IPMN, donde se transfiere tan sólo el 25% de la depreciación en el largo plazo. Asimismo, a partir de una subvaluación real, el reducido *PT* es trasladado de manera rápida (en 4 meses), lo que permite respaldar la hipótesis de que ante esas circunstancias la depreciación es un mecanismo de corrección del desequilibrio.

Gráfico 15
***Pass-Through* según desalinamiento del tipo de cambio real**
(en porcentajes de una depreciación)



Por su parte, en el gráfico 16 se observa que el PT de largo plazo es menor en casi 20% cuando la inflación viene desacelerándose. Éste es particularmente reducido (16%) cuando la inflación es decreciente y su transferencia es, a su vez, más lenta. Este resultado es relevante para la política monetaria en la medida que provee evidencia de la existencia de una suerte de espiral depreciación-inflación que opera cuando la inflación se incrementa y se desactiva cuando ésta viene disminuyendo. Según estos hallazgos, se corrobora que la reducción del PT en el Perú se debe en gran medida a la estabilidad de precios.

Gráfico 16
***Pass-Through* según dinámica de la inflación**
(en porcentajes de una depreciación)



Al respecto, en el gráfico 17 se presentan los *PT* bajo distintos niveles de efectividad del BCR. Si éste viene alcanzado metódicamente sus objetivos inflacionarios, menos del 10% de una depreciación es traducida en precios en un año. Los efectos sobre *PT* de largo son notables ya que éste, bajo el logro de la meta inflacionaria, se reduce a más de la mitad y asciende a 18%. Más aún, la vida media de una depreciación es elevada bajo estas circunstancias y asciende a cerca de 20 meses, resultado congruente con los de Morón y Winkelried (2002).

Gráfico 17
***Pass-Through* según efectividad del BCR**
(en porcentajes de una depreciación)

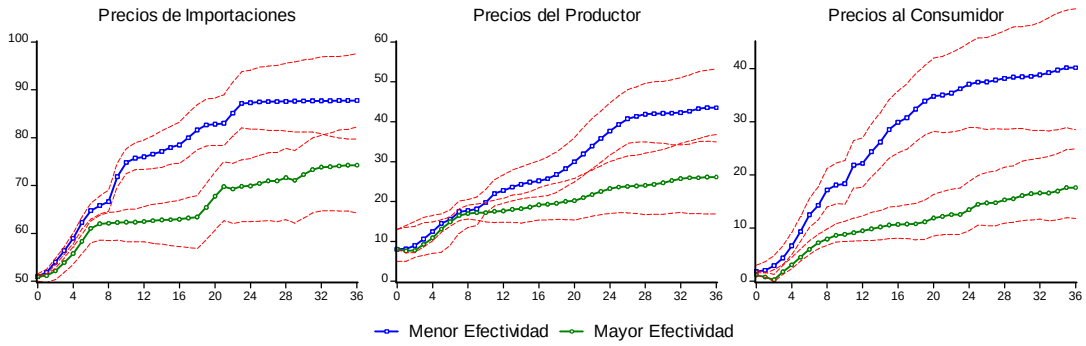
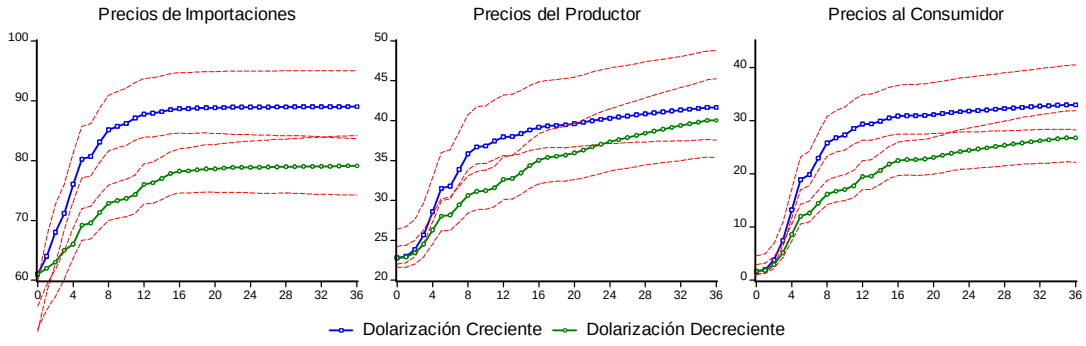


Gráfico 18
***Pass-Through* según dinámica de la dolarización**
(en porcentajes de una depreciación)



Finalmente, en el gráfico 18 se muestran las medidas de *PT* generadas con los cambios en el ratio de dolarización como variable de transición. En este caso, las diferencias entre un régimen de dolarización creciente y uno de dolarización decreciente son marcadas en el corto plazo, donde el *PT* puede se reduce hasta en 10% a favor del segundo caso. No obstante, las asimetrías son prácticamente intangibles en el largo plazo y al observar la vida media del choque.

6. Conclusiones y comentarios finales

Este estudio ha encontrado evidencia relevante y concluyente sobre la existencia de no-linealidades en la relación depreciación-inflación o, en otras palabras, asimetrías en la determinación del *PT*. Entre los principales hallazgos se pueden listar los siguientes:

- Una depreciación marcada implica un *PT* mayor entre 8 y 10% que una depreciación moderada. Asimismo, si se espera una depreciación aguda, el *PT* tenderá a ser mayor en una magnitud parecida.

- En etapas expansivas, el *PT* se duplica, con un efecto a un año de cerca de 30%. Además, la velocidad de la transferencia se triplica.

- Una depreciación nominal de motivada por la corrección de la subvaluación del tipo de cambio real genera un incremento en la inflación pequeño en el corto y largo plazo (menos de 20%). Por otro lado, si la depreciación ocurre cuando el tipo de cambio real está sobrevaluado, por ejemplo como producto de ataques especulativos, la inflación se incrementará cerca de 30% en el largo plazo.

- La estabilidad de precios y la efectividad del BCR son centrales en la magnitud y velocidad del traspaso. De hecho, los niveles reducidos de PT presenciados a fines de los noventas e inicios del nuevo milenio pueden ser atribuidos en gran medida a la exitosa conducción de la política monetaria en este período. El anuncio de metas de inflación desde 1994, su sistemática reducción hasta niveles internacionales explican y la evidencia aquí encontrada respaldan la hipótesis de Taylor (2000): los agentes interiorizan el cambio de régimen monetario y entienden y creen en el compromiso de la autoridad monetaria para con la estabilidad de precios.

- La fuerte dolarización de la economía genera asimetrías en el *PT*. La reducción del ratio de dolarización tiende a reducir el *PT* en 10% en el corto plazo.

Si bien las conclusiones de este estudio son favorables para la forma en la que se ha conducido la política monetaria, la probada no-linealidad del *PT* debe llevar a la reflexión y a profundizar las implicancias de las decisiones de política sobre éste. Así pues, es válido preguntarse ¿cómo debería responder el BCR ante un conjunto preestablecido de condiciones iniciales, considerando que la respuesta de la inflación a fluctuaciones cambiarias variará? La respuesta a esta interrogante está en manos de la investigación futura.

7. Bibliografía

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

Barrera, C. (2000), "Mecanismos de transmisión y reglas de política monetaria: la posición de la política monetaria como variable de estado", Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 6, pp. 71 – 121.

BCR (2002), *Memoria*.

Benabou, R. (1992), "Inflation and markups: Theories and evidence from the retail trade sector", *European Economic Review*, 36, pp. 566 – 574.

Bergin, P. y R. Feenstra (2001), "Pricing to market, staggered contract and real exchange rate persistence", *Journal of International Economics*, 54, 2, pp. 333 – 359.

Borensztein, E. y J. De Gregrorio (1999), "Devaluation and Inflation after Currency Crises." IMF Research Department, edición mimeografiada

Burstein, A., M. Eichenbaum y S. Rebelo (2002), "Why are rates of inflation so low after large devaluations?, *NBER Working Paper*, 8748.

Campa, J. M. y L. Goldberg (1999), "Investment, pass-through and exchange rates: A cross-country comparison", *International Economic Review*, 40, pp. 287 – 314.

Clements, M.P. y J. Smith (1999), "A Monte Carlo study of the forecasting performance of empirical SETAR models", *Journal of Applied Econometrics*, 14, pp. 123 – 142.

Clinton, K. y J. F. Perrault (2001), "Metas de inflación y tipos de cambio flexibles en economías emergentes", Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 7, pp. 113 – 134.

Cunningham, A. y A. Haldane (1999), "The monetary transmission mechanism in the United Kingdom: Pass-through and policy rules", Bank of England, edición mimeografiada.

Dornbusch, R. (1987), "Exchange rates and prices", *American Economic Review*, 77, pp. 93 – 106.

Eitrheim, Ø. y T. Teräsvirta (1996), "Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models", *Journal of Econometrics*, 74, pp. 59 – 76.

Engel, C. (2000), "Optimal exchange rate policy: The influence of price setting and asset markets", *NBER Working Paper*, 7889.

Engel, C. (2002), "The responsiveness of consumer prices to exchange rates and the implications for exchange-rate policy: A survey of a few recent new open-economy macro models", *NBER Working Paper*, 8725.

Engel, C. y J. H. Rogers (1995), "Regional patterns in the Law of One Price: The roles of geography vs. currencies" en Frankel, J. (ed), *Regionalization in the World Economy*, en prensa.

Favero, C. (2002), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.

Ferreyra, J. y R. Herrada (2002), "Tipo de cambio real y sus fundamentos: Estimación del desalineamiento", Banco Central de Reserva del Perú, edición mimeografiada.

Gagnon, J. E. y J. Ihrig (2001), "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through", The Federal Reserve Board, International Finance Discussion Papers, 704.

García, C. J. y J. E. Restrepo (2001), "Price inflation and exchange rate pass-through in Chile", Banco Central de Chile, *Documento de Trabajo*, 128.

Goldberg, P. y M. Knetter (1997), "Goods prices and exchange rates: what have we learned ?", *Journal of Economic Literature*, 35, pp.1243 – 1272.

Goldfajn, I. y S. Werlang (2000), "The pass-through from depreciation to inflation: A panel study", Banco Central do Brasil, *Working Paper*, 5.

González, J. A. (2000), "Exchange rate pass-through and partial dollarization: Is there a link?", Standford Univerisy y Banco Mundial, edición mimeografiada.

Granger, C.W.J. y T. Teräsvirta (1999), "A simple nonlinear time series model with misleading linear properties", *Economics Letters*, 62, pp. 161 – 165.

Hausmann, R., U. Panizza y E. Stein (2000), "Why Do Countries Float the Way They Float?", Inter-American Development Bank, *Working Paper*, 418.

Ize, A. y E. Parrado (2002), "Dollarization, monetary policy, and the pass-through", *IMF Working Papers*, 02/188.

K. Froot y Rogoff, K. (1995) "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates" en Grossman, G. y K. Rogoff, *Handbook of International Economics*, vol. 3, chapter 32.

Knetter, M (1993), "International Comparisons of Price-to-Market Behavior", *American Economic Review*, 83,pp. 473 – 486.

Koop, G., M.H. Pesaran y S.M. Potter (1996), "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models", *Journal of Econometrics* , 74, pp. 19 – 147.

Leybourne, S., P. Newbold y D. Vougas (1998), "Unit roots and smooth transitions", *Journal of Time Series Analysis*, 19, pp. 83 – 97.

Lin, C. F. y T. Teräsvirta (1999), "Testing parameter constancy in linear models against stochastic stationary parameters", *Journal of Econometrics*, 90, pp. 193 – 213.

Lundbergh, S. y T. Teräsvirta (2002), "Forecasting with smooth transition autoregressive models" en M.P. Clements y D.F. Hendry (eds), *A companion to economic forecasting*, Oxford: Blackwell, pp. 485 – 509.

Lundbergh, S., T. Teräsvirta y D. van Dijk (2003), "Time-varying smooth transition autoregressive models", *Journal of Business and Economic Statistics*, **21**, pp. 104 – 121.

Luukkonen, R., P. Saikkonen y T. Teräsvirta (1988), "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", *Biometrika* 75, pp. 491 – 499.

McCarthy, J. (1999), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies", *BIS Working Paper*, 79.

Medeiros, M.C. y A. Veiga (2000), "A flexible coefficient smooth transition time series model", Stockholm School of Economics, *Working Paper Series in Economics and Finance*, 360.

Mihaljek, D. y M. Klau (2001), "A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies" en *Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries*, BIS Papers, 8, pp. 69 – 81.

Miller, S. (2003), "Estimación del *pass-through* del tipo de cambio a precios: 1995 – 2002", Banco Central de Reserva del Perú, edición mimeografiada.

Morón, E. y D. Winkelried (2002), "Reglas de política monetaria para economías financieramente vulnerables", Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 8, pp. 49 – 76.

Obstfeld, M. (1982), "Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen –Metzler effect?", *Quarterly Journal of Economics*, 97, pp. 251 – 270.

Potscher, B.M. y I.V. Prucha (1997), *Dynamic Nonlinear Econometric Models: Asymptotic Theory*, Springer-Verlag.

Potter, S.M. (2000), "Nonlinear impulse response functions", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24, pp. 1425 – 1446.

Quispe, Z. (2000), "Política monetaria en una economía con dolarización parcial: el caso del Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 6, pp. 13 – 37.

Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of International Economics*, 34, pp. 647 – 688.

Romer, D. (1993), "Openness and inflation: Theory and evidence", *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp. 869 – 903.

Rossini, R. (2001), "Aspectos de la Adopción de un Régimen de Metas de Inflación en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 7, pp. 11 – 23.

Skalin, J. (1998), "Testing linearity against smooth transition autoregression using a parametric bootstrap", Stockholm School of Economics, *Working Paper Series in Economics and Finance*, 276.

Smets, F. y R. Wouters (2002), "Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy", European Central Bank, *Working Paper*, 128.

Taylor, J. (2000), "Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms", *European Economic Review*, 44, pp. 1389 – 1408.

van Dijk, D., T. Teräsvirta y P.H. Franses (2002), "Smooth transition autoregressive models: A survey of recent developments", *Econometric Reviews*, **21**, pp. 1 – 47.

Wei, S. y D. C. Parsley (1995), "Purchasing power disparity during the floating rate period: Exchange rate volatility, trade barriers and other culprits", *NBER Working Paper*, 5032.

Weise, C.L. (1999), "The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, 31, pp. 85 – 108.

Anexo 1
Datos y variables utilizados y estimación

Variables del sistema VAR

Los datos utilizados son mensuales y abarcan desde enero de 1993 hasta noviembre del año 2002[42]. La fuente de información es el Banco Central de Reserva del Perú con excepción de los índices de precios al por mayor cuya fuente es el Instituto Nacional de Estadística e Informática.

La selección de los datos respondió a su disponibilidad como primer criterio y a su idoneidad en medir la variable de interés, como segundo criterio. Su tratamiento se basó en explicar de manera satisfactoria la dinámica del VAR sin sacrificar su interpretación económica. Así, es bueno anotar que:

- Se optó por el uso del IPMI en lugar del Índice de Precios de Productos Transables ya que se considera que el primero es una mejor medida del concepto *Precio de las Importaciones*. Por su parte, el IPMN fue la única serie disponible que aproximaba, aunque con limitaciones, el concepto de *Precios del Productor*.

- Los precios de las importaciones y del productor tienen cobertura a nivel nacional mientras que los precios al consumidor corresponden a Lima Metropolitana. Al momento de elaborar este estudio no existían estos tres índices para el mismo espacio geográfico (por ejemplo, un IPC nacional o un IPM para Lima Metropolitana). El resto de variables tiene cobertura nacional.

- Como observación empírica, se decidió expresar los datos como variaciones trimestrales (a tres meses) o promedios móviles de tres meses. Ello se debe a que las dos alternativas más cercanas presentan serias limitaciones: (1) las variaciones mensuales de los datos y la brecha del producto mensual son poco informativas, al ser muy volátiles mientras que (2) las variaciones anuales (a 12 meses) son fuertemente inerciales y limitan las interrelaciones dinámicas del modelo VAR.

Sobre las variables del VAR, si P^m denota el IPMI, P^w representa el IPMN y P^c es el IPC de Lima Metropolitana, las inflaciones utilizadas son

$$p_t^j = \ln(P_t^j) - \ln(P_{t-3}^j) \quad j = m, w, c$$

Por su parte, como se anotó en la sección 2.1 del texto, se consideró una medida de inflación no subyacente como *proxy* de choques de oferta. Así, si P^s es el Índice de Precios al Consumidor Subyacente,

$$s_t = p_t^c - \ln(P_t^s) + \ln(P_{t-3}^s)$$

Con la misma lógica anterior, si E_t es el tipo de cambio nominal (nuevos soles por dólar, promedio del período) la depreciación nominal es

$$\Delta e_t = \ln(E_t) - \ln(E_{t-3})$$

Para calcular la brecha del producto, y_t , se extrajo la tendencia Hodrick-Prescott al promedio móvil de tres meses del logaritmo del índice de PBI desestacioanlizado con el método TRAMO - SEATS.

[42] Aunque para el ejercicio del gráfico 4 se tomaron datos desde enero de 1992.

Estimación de la forma reducida del VAR

La forma reducida (3) fue estimada ecuación por ecuación utilizando mínimos cuadrados ordinarios. Según el criterio de información de Schwarz para todo el sistema, que garantiza la obtención de un sistema parsimonioso, el número de rezagos óptimo fue 3. Esta especificación fue la base para los diversos modelos no-lineales.

Variables de transición de los modelos STVAR

Con respecto a las variables de estado utilizadas, considerando la ecuación (8) del texto, se tiene lo siguiente:

- *Depreciación Nominal,* $\Delta_1 e_t = \Delta e_t$

- *Depreciación Esperada,* $\Delta_6(i_t^S - i_t^{\$}) = (i_t^S - i_t^{\$}) - (i_{t-6}^S - i_{t-6}^{\$})$ donde i^S es la tasa de interés pasiva en moneda nacional (TIPMN) e $i^{\$}$ es la tasa de interés pasiva en moneda extranjera (TIPMEX). Ambas tasas son expresadas en términos efectivos trimestrales.

- *Posición en el Ciclo Económico,* $\Delta_{12} y_t = y_t - y_{t-12}$

- *Aceleración de la inflación,* $\Delta_1 p_t^c = p_t^c - p_{t-1}^c$

- *Efectividad del BCR,* $\Delta_{12}(p_t^c - p_t^*) = (p_t^c - p_t^*) - (p_{t-12}^c - p_{t-12}^*)$ donde p_t^* es el punto medio del rango objetivo anunciado por el BCR desde 1994.

- *Aceleración de la Dolarización,* $\Delta_{12} r_t = r_t - r_{t-12}$ donde r_t es el ratio de crédito bancario al sector privado en moneda nacional sobre el total de crédito bancario al sector privado.

Por último, cabe mencionar que la selección de variables de estado se hizo de un universo de más de 250 candidatas compuestas por rezagos de las variables del sistema VAR, sus variaciones a 12 meses (rezagos), las variaciones de las series en niveles (y rezagos) y distintas definiciones de la meta de inflación y el ratio de dolarización. Se eligieron aquellas que además de cumplir con requisitos de bondad estadística, tenían una interpretación natural en el contexto del modelo estudiado.

Anexo 2
Simulación del *Pass-Through* en los modelos STVAR

Como se mencionó en el texto (sección 4), las funciones de respuesta al impulso de los modelos STVAR precisan ser simuladas, al depender de las condiciones iniciales, signo y magnitud del choque. A continuación se describe el cálculo de los valores de PT presentados en los gráficos. 12 a 18, proceso adaptado de Koop y otros (1996).

La función generalizada de respuesta al impulso se define como el efecto de un choque sobre los valores predichos del modelo. Formalmente, retomando (5)

$$\mathrm{Y}_t = \mathrm{K}_1(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_2(L)\mathrm{Y}_{t-1}F(x_t;g,c) + \mathbf{v}_t$$

se tiene, ante un choque unitario en el elemento k del vector de perturbaciones, v_k,

$$G(j) = E(\mathrm{Y}_{t+j} \,/\, v_{kt} = 1, w_{t-1}) - E(\mathrm{Y}_{t+j} \,/\, , w_{t-1}) \qquad \textbf{...(*)}$$

donde w_{t-1} denota las condiciones iniciales del choque. Luego, el PT en un horizonte T es calculado mediante el siguiente procedimiento, ilustrado suponiendo que interesa conocer el PT bajo el régimen $x_t < c$:

1. Elegir aleatoriamente un punto en la muestra en donde se cumpla que $x_t < c$.

2. Simular el modelo para T períodos en adelante considerando una historia para los elementos del vector $\mathbf{v}_t$. Esta historia se formó con la técnica *boostrap*: Recoger aleatoriamente (mediante un muestreo con reemplazo) T valores históricos para cada uno de los residuos estimados del sistema. Con ello se consigue $E(\mathrm{Y}_{t+j} \,/\, w_{t-1})$ para j = 0, 1, ..., T.

3. Simular el modelo para T períodos en adelante considerando la misma historia para los elementos del vector $\mathbf{v}_t$ del paso 2, tras someter al tercer elemento de $\mathbf{v}_t$ (el correspondiente a la depreciación) a un choque (sumarle 1 en j = 0). Con ello se consigue $E(\mathrm{Y}_{t+j} \,/\, v_{3t} = 1, w_{t-1})$ para j = 0, 1, ..., T.

4. Calcular $G(j)$ según (*).

5. Repetir 2 – 4 R veces, calcular el PT según (4) y almacenar este resultado. Para las simulaciones presentadas se consideró R = 30.

6. Volver al paso 1 B veces. Se consideró B = 1 000.

Con este procedimiento se obtiene un total de $R \times B$ = 30 000 trayectorias para el PT, considerando como condiciones iniciales que $x_t < c$ (por ejemplo que la economía se encontraba en recesión). En los gráficos 12 a 18 se presenta la media de estas trayectorias y sus percentiles 10 y 90. Para estudiar el caso $x_t > c$, el procedimiento debe repetirse tomando este nuevo criterio como condición inicial (paso 1).

Finalmente, es bueno destacar dos puntos de relevancia para las simulaciones:

En primer lugar, nótese que, tal y como se propone en Koop y otros (1996), la función generalizada de respuesta al impulso no asume ningún tipo de ortogonalización de las perturbaciones; trabaja simplemente con los residuos de la forma reducida del VAR. No obstante, en las simulaciones presentadas se utilizaron choques

ortogonalizados mediante la descomposición de Cholesky. Esta decisión se debe, además del hecho de contar con una identificación estructural interpretable, a la necesidad de comparar los resultados de los modelos no lineales con los del modelo lineal base. Los resultados con esta descomposición y sin ella (no reportados) fueron bastante similares.

En segundo lugar, en la medida que el PT es simulado, la cifra responderá a la dinámica endógena del modelo. De las siete variables de estado utilizadas, 3 son "endógenas" en el sentido que se pueden construir a partir de los resultados de las simulaciones. Lamentablemente, las restantes son exógenas al sistema VAR. Si se simulara el PT considerando estas variables como dadas, los resultados estarían sesgados a la historia que efectivamente ocurrió y la no-linealidad no sería rescatada adecuadamente. Por este motivo, como paso previo a las simulaciones se procedieron a "endogenizar" las variables de estado mediante estimaciones que involucren como argumentos explicativos las variables endógenas del VAR. Así, se incluyeron las siguientes ecuaciones adicionales en la simulación del (respectivo) STVAR,

$$\Delta_6(i_t^S - i_t^{\$}) = \underset{(0.040)}{0.92}(i_{t-1}^S - i_{t-1}^{\$}) - \underset{(0.030)}{1.00}(i_{t-6}^S - i_{t-6}^{\$}) + \underset{(0.009)}{0.04}\,\Delta e_{t-1}$$

$$R^2 = 0.944, \quad DW = 1.761, \quad F = 641.434$$

$$(q_t - q_t^*) = \underset{(0.082)}{1.67}(q_{t-1} - q_{t-1}^*) - \underset{(0.080)}{0.74}(q_{t-2} - q_{t-2}^*) + \underset{(0.041)}{0.11}\,\Delta e_{t-1} - \underset{(0.033)}{0.15}\,\Delta e_{t-2} + \underset{(0.033)}{0.07}\,p^{\,c}_{\,t-1}$$

$$R^2 = 0.966, \quad DW = 1.863, \quad F = 634.701$$

$$\Delta_{12} r_t = \underset{(0.026)}{0.93}\,\Delta_{12} r_{t-1} + \underset{(0.029)}{0.06}\,\Delta e_{t-1} + \underset{(0.042)}{0.11}\,\Delta_{12} p^{\,c}_{\,t-1}$$

$$R^2 = 0.957, \quad DW = 1.831, \quad F = 830.288$$

La meta de inflación del BCR, naturalmente, fue la única variable asumida como totalmente exógena.

Anexo 3
Diagnósticos de los modelos STVAR

La idoneidad de los modelos STVAR en capturar la dinámica de las variables endógenas y efectivamente recoger no-linealidades en los datos fue contrastada en términos de 3 pruebas estadísticas. Estas pruebas se basan en la construcción de estadísticos LR para verificar la significancia de un grupo de regresores en el VAR.

Para el resto de este Anexo, $\hat{\mathbf{v}}_t$ denota el vector de residuos estimado de (5).

Constancia de Parámetros (Lin y Terasvirta, 1994)

El modelo sin restringir toma la forma

$$\hat{\mathbf{v}}_t = \mathrm{K}_3(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_4(L)\mathrm{Y}_{t-1}t + \mu_t$$

que es la aproximación de un STVAR donde la variable de transición es una tendencia.

La hipótesis nula es $\mathrm{K}_4(L) = 0$ y se interpreta como que el vector de residuos no tiene un comportamiento dependiente del tiempo. En otras palabras, que los parámetros del modelo STVAR de donde previenen son constantes. La hipótesis alternativa es que estos son parámetros son variantes con el tiempo, es decir, inestables.

Permanencia de No-Linealidad (Eitrheim y Terasvirta, 1996)

El modelo sin restringir toma la forma

$$\hat{\mathbf{v}}_t = \mathrm{K}_3(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_4(L)\mathrm{Y}_{t-1}x_t + \mu_t$$

que es la aproximación de un modelo donde la variable de transición es la misma que fue usada para estimar el vector de residuos.

La hipótesis nula es $\mathrm{K}_4(L) = 0$ y se interpreta como que el vector de residuos no tiene un comportamiento dependiente x_t. En otras palabras, que la no-linealidad de los datos fue recogida por el modelo STVAR. La hipótesis alternativa es que la no-linealidad permanece, por lo que el modelo STVAR debe ser reespecificado.

Autocorrelación Serial

El modelo sin restringir toma la forma

$$\hat{\mathbf{v}}_t = \mathrm{K}_3(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_4(L)\hat{\mathbf{v}}_{t-1} + \mu_t$$

La hipótesis nula es $\mathrm{K}_4(L) = 0$ y se interpreta como que el vector de residuos no presenta autocorrelación serial.

Resultados

En el siguiente cuadro se aprecia que el modelo lineal base estimado adolece de problemas econométricos serios: inestabilidad de parámetros y autocorrelación serial. Por el contrario, los estadísticos hallados no permiten rechazar ninguna de las hipótesis planteadas para los modelos STVAR, lo que lleva a concluir la aptitud de éstos para estudiar la relación depreciación-inflación.

Diagnósticos de los modelos STVAR según variable de transición

	Constancia de Parámetros	Permanencia de No-linealidad	Autocorrelación Serial		
			Rezago 1	Rezago 6	Rezago 12
Modelo Lineal	156,830	-	139,672	153,639	169,003
	(0,000)	-	(0,000)	(0,000)	(0,000)
1. Dinámica del Tipo de Cambio					
$\Delta_1 e$	37,654	4,734	35,872	39,460	43,406
	(0,774)	(0,609)	(0,930)	(0,837)	(0,753)
$\Delta_6(i^S - i^\$)$	35,442	29,746	36,751	2,789	7,561
	(0,679)	(0,259)	(0,434)	(0,390)	(0,351)
2. Ciclo Económico					
$\Delta_{12} y$	25,563	45,295	42,297	46,527	51,180
	(0,382)	(0,240)	(0,307)	(0,276)	(0,248)
3. Desalinamiento del Tipo de Cambio Real					
$q - q^*$	63,559	32,969	58,363	64,200	70,620
	(0,344)	(0,646)	(0,803)	(0,722)	(0,650)
4. Entorno Inflacionario y Política Monetaria					
$\Delta_1 p^c$	39,618	43,626	37,332	41,065	45,171
	(0,826)	(0,454)	(0,465)	(0,419)	(0,377)
$\Delta_{12}(p^c - p^*)$	0,829	3,127	46,923	51,615	56,777
	(0,329)	(0,140)	(0,306)	(0,276)	(0,248)
5. Dolarización					
$\Delta_{12} r$	11,420	35,412	54,273	59,700	65,670
	(0,783)	(0,810)	(0,404)	(0,364)	(0,327)

Nota: Las cifras entre paréntesis son *p-values.*

Tipo de Cambio Real y sus Fundamentos: Estimación del Desalineamiento

Jesús Ferreyra Gugliermino*

jferreyra@bcrp.gob.pe

Rafael Herrada Vargas*

rherrada@bcrp.gob.pe

1. Introducción

Esta investigación compara dos enfoques para examinar en que magnitud el tipo de cambio real actual es consistente con los fundamentos económicos. El enfoque del FEER que calcula el tipo de cambio real que iguala la cuenta corriente a pleno empleo con una cuenta corriente objetivo teniendo en cuenta criterios de sostenibilidad de la cuenta corriente. El enfoque del BEER utiliza métodos econométricos para establecer un vinculo para explicar el tipo de cambio real con las principales variables económicas que lo explican.

El documento se ha dividido en dos partes. En la sección 2 se expone el marco teórico presentando una breve discusión sobre las diferentes bases conceptuales que deben tomarse en cuenta para la especificación de un modelo de tipo de cambio real de equilibrio. Partiendo de una rápida revisión de las definiciones de equilibrio y desalineamiento, se pasa a una descripción de modelos uniecuacionales y estructurales, como las principales alternativas propuestas en la literatura para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio. Asimismo se define los conceptos del FEER y el BEER.

En la sección 3 se estiman los dos enfoques presentados en la sección anterior. Para ello se hace un resumen de la metodología utilizada en la estimación. Asimismo, se presenta un estudio sobre la sostenibilidad de la cuenta corriente.

2. Tipo de cambio real de equilibrio y desalineamiento: Aspectos conceptuales y de especificación

En esta sección se presenta una breve discusión sobre las diferentes bases conceptuales que deben tomarse en cuenta para la especificación de un modelo de tipo de cambio real de equilibrio. Partiendo de una rápida revisión de las definiciones de equilibrio y desalineamiento, se pasa a una descripción de modelos uniecuacionales y estructurales, como las principales alternativas propuestas en la literatura para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio.

2.1. Definiciones

Según Nurkse (1945) el tipo de cambio real de equilibrio se define como: *"el valor del tipo de cambio real compatible con los objetivos de equilibrio interno y externo, dados determinados valores de "otras variables" que puedan influir sobre esos objetivos"*. Por equilibrio externo, esta definición se refiere a un influjo de capital

* Los autores son economista de la Gerencia de Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú. Agradecen a Marco Vega, Pablo Secada y a los participantes en la VII Reunión de la Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano, por los comentarios alcanzados. La opiniones vertidas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente la visión del BCR.

externo sostenible que le permita financiar el déficit en la cuenta corriente de la balanza de pagos, y por equilibrio interno se refiere a un mercado de bienes no transables[1] en equilibrio sostenible.

En forma similar, Edwards (1989) define el tipo de cambio real de equilibrio como: "aquel precio relativo de bienes transables a no transables que, para unos valores sostenibles dados (de equilibrio) de otras variables relevantes –tales como impuestos, precios internacionales y tecnología- produzca simultáneamente el equilibrio interno y externo. El equilibrio interno significa que el mercado de bienes no transables se limpia en el periodo en curso, y se espera que se mantenga equilibrado en periodos futuros. En esta definición del tipo de cambio real de equilibrio está implícito que el equilibrio ocurre cuando el desempleo está en su nivel natural. El equilibrio externo se alcanza cuando se cumple la restricción presupuestaria intertemporal, según la cual la suma descontada de la cuenta corriente de un país tiene que ser igual a cero. En otras palabras, el equilibrio externo significa que los saldos en cuenta corriente (actuales y futuros) son congruentes con los flujos de capital sostenibles a largo plazo".

Ambas definiciones hacen referencia a la noción de sostenibilidad como condición necesaria para el equilibrio del tipo de cambio real. De allí que el tipo de cambio de real de equilibrio sea, en general, un concepto con naturaleza de largo plazo. Esto último, a su vez, implica la existencia de lo que en la literatura se ha denominado brecha o desalineamiento del tipo de cambio real, vale decir, la diferencia entre el tipo de cambio real corriente u observado y el tipo de cambio real de equilibrio o sostenible en el largo plazo.

En general, se dice que una moneda se encuentra sobrevaluada (o subvaluada), en términos reales, si el tipo de cambio real corriente se encuentra por debajo (por encima) del tipo de cambio real de equilibrio[2]. En términos de política, una significativa brecha negativa suela usarse como un indicador adelantado de una crisis de balanza de pagos, mientras que una brecha positiva pronunciada suele ser un indicio de mayor inflación futura.

Teóricamente el desalineamiento podría dividirse en 3 componentes: (i) la brecha entre el tipo de cambio observado y el tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo. Esta brecha podría atribuirse a los efectos de burbuja o especulativos y se dan en el corto plazo. (ii) la brecha entre el tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo y el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, la cual surge por el ajuste lento de las variables predeterminadas. Estas variables se modifican en el tiempo de manera endógena, en función de otras variables que pueden ser también endógenas, así como de las variables de política y las exógenas. Son ejemplos de variables predeterminadas el salario nominal (de ajuste rápido), el stock de capital (de ajuste lento), la deuda externa neta (de ajuste intermedio). (iii) la brecha entre el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo y el tipo de cambio real de equilibrio deseado, la cual surge de las políticas inapropiadas.

El desalineamiento del tipo de cambio real al que nos referimos es la brecha entre el tipo de cambio real

observado y el tipo de cambio real de equilibrio deseado. Para ello asumimos que el nivel óptimo de las variables de política es igual a su nivel sostenible.

[1] Nótese que esta definición lleva implícita la definición de tipo de cambio real como precio relativo de bienes transables en términos de bienes no transables. Esta es la definición que, salvo indicación contraria, usamos a lo largo de la sección 2.

[2] Si se considera que en una economía pequeña los precios de bienes transables satisfacen la condición de paridad del poder de compra (PPC), la definición transables/no transables toma una forma muy similar a la comúnmente usada (basada en la PPC): (tipo de cambio nominal x precios externos)/(precios internos)

Sin embargo, la relevancia del desalineamiento del tipo de cambio real de equilibrio ha sido puesta en tela de juicio por diferentes escuelas de pensamiento económico, como se describe en Isard y Faruqee (1998) y Montiel (1999). En síntesis, existen dos críticas básicas al concepto de brecha del tipo de cambio real:

a. El tipo de cambio siempre está en equilibrio, por lo tanto no existe brecha. De acuerdo a este enfoque, el tipo de cambio real nunca puede sufrir un desajuste considerable porque tiende a reflejar los parámetros fundamentales de la economía.

b. La brecha puede existir pero es imposible medirla en la práctica.

Montiel sostiene, con respecto a la primera crítica, que aunque el tipo de cambio real pueda estar en "equilibrio" no siempre está en equilibrio de largo plazo. Es decir, tal "equilibrio" puede tratarse de un equilibrio de corto plazo no sostenible en el largo plazo. Sobre la segunda crítica, Montiel plantea que existe un reto empírico para medir el tipo de cambio real de equilibrio. Las investigaciones previas se han centrado en averiguar si el tipo de cambio real estuvo en equilibrio en algún momento del tiempo y/o en medir el grado de desalineamiento.

2.2. Modelos

Edwards y Savastano (1999) detallan la dirección que ha tomado la investigación reciente sobre el tipo de cambio real. En primer lugar, se han realizado estudios de una ecuación representando la forma reducida de un modelo. Los primeros estudios de este tipo se realizaron para verificar si se cumplía la teoría de la paridad del poder de compra (PPC). Posteriormente, surge un enfoque alternativo que rechaza el cumplimiento de la PPC sobre la base que existen diversas perturbaciones internas y externas que modifican estructuralmente a la economía y que determinan niveles de equilibrio dinámicos del tipo de cambio real. Condiciones nuevas asociadas a cambios de productividad, términos de intercambio, reformas comerciales, financieras y fiscales, tasa de interés internacionales, entre otros, podrían determinar nuevos niveles de equilibrio del tipo de cambio real. Este enfoque pone énfasis en probar el efecto de los fundamentos de la economía sobre el tipo de cambio real de equilibrio.

Una segunda generación de estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio se basa en modelos estructurales. En este grupo tenemos dos clases: modelos de equilibrio parcial basados en la estimación de elasticidades de comercio, por un lado, y modelos de equilibrio general computable, de otro lado, basados en técnicas de calibración y simulación de modelo con fundamentos microeconómicos.

2.2.1. Modelos Uniecuacionales

Estimaciones de la Paridad del Poder de Compra

De acuerdo con la teoría de la paridad del poder de compra (PPC) los niveles de precios de los bienes transables de todos los países deben ser iguales cuando se expresan en una misma moneda.

De este modo, el tipo de cambio debe ser tal que iguale al poder de adquisitivo de la moneda doméstica con el de la moneda extranjera. El poder adquisitivo de una moneda se mide por la cantidad de bienes y servicios que ella puede adquirir. Por ello para que la PPC se cumpla, cualquier variación en el tipo de cambio debe ser similar a la diferencia entre la inflación interna y la inflación del otro país (inflación externa).

El enfoque de la paridad de poder de compra que asume la igualación de los precios es conocida como la versión absoluta de la PPC. Sin embargo, en la práctica, la existencia de costos de transporte y costos de transacción, entre otras posibles trabas al comercio, impiden la igualación de los precios. La versión relativa de la PPC incluye los obstáculos al comercio que impide la igualación de los precios, solucionando el problema descrito.
De acuerdo a Froot y Rogoff (1995), las primeras estimaciones se realizaron sobre la siguiente ecuación de la PPC en su forma reducida

$$e = a_0 + a_1 p + a_2 p^* + u$$

Los estudios de primera generación, basados en estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), exigían el cumplimiento de la condición de simetría (restringían a1 = a2) y de homogeneidad (a1 = a2 = 1). Es decir, el cumplimiento de la versión absoluta de la PPC. En estas estimaciones sólo se obtuvieron resultados favorables a la PPC en situaciones de alta inflación.

Los estudios de segunda generación aplicaron pruebas de raíz unitaria sobre el tipo de cambio real obteniendo que esta variable era estacionaria sólo en periodos muy largos. Finalmente, en los estudios de tercera generación se aplicaron pruebas de cointegración entre e, p, p* obteniéndose una relación de largo plazo sólo en periodos muy largos y rechazando las condiciones de simetría y homogeneidad.

A partir del periodo de flotación de las monedas internacionales luego del rompimiento del acuerdo de Bretton Woods, numerosos estudios han establecido que la versión absoluta de la PPC no se cumple y que la versión relativa sólo se cumpliría en periodos muy largos debido a que su ajuste es sumamente lento.

Estimaciones basadas en fundamentos (BEER)

Los resultados de las estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio basadas en la PPC indicaban que esta teoría no se cumplía por efecto de otros factores que no habían sido incluidos. Estos factores se asociaban a variables importantes en la determinación del equilibrio de la economía y que afectan el tipo de cambio real. En tal sentido, los siguientes estudios optaron por identificar estos factores a los que llamaron fundamentos y relacionarlos directamente con el tipo de cambio real. Estas ecuaciones representaban una forma reducida de un modelo de equilibrio general.

En términos econométricos se puede concluir que las estimaciones basadas en la PPC mostraban desviaciones sistemáticas del equilibrio, lo que podría asociarse a que los fundamentos de la economía no son estacionarios. Por ello, los estudios que siguieron buscaron relacionar, en una sola ecuación, directamente el tipo de cambio real con sus fundamentos. Este enfoque involucraba un análisis econométrico directo del comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio al que denominamos BEER por sus siglas en ingles.

Para desarrollar estos estudios muchos autores desarrollaron modelos teóricos (que incluían marcos intertemporales, agentes representativos, flexibilidad de precios, entre otros) de los cuales se deriva una forma reducida. La forma reducida relaciona el tipo de cambio real con un conjunto de variables llamadas fundamentos. Estos fundamentos usualmente son los términos de intercambio, crecimiento del producto (o diferencial de productividad), apertura del país al comercio internacional, tarifas a las importaciones y gasto de gobierno. A continuación se expone una breve discusión relacionada con los fundamentos del tipo de cambio real.

Fundamentos

Los fundamentos más considerados en la literatura son los siguientes:

i. Productividad.. La teoría más prestigiosa referente a la determinación del tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo es la referente al efecto Balassa-Samuelson. De acuerdo a Montiel (1999), esta hipótesis provee una explicación a la regularidad empírica por la que, medido en una moneda común, el nivel de precios tiende a ser más alto en un país de alto ingreso que en un país de bajo ingreso per cápita . El mecanismo que estaría detrás de este efecto descansa en los siguiente supuestos:

   a. La función de producción en los sectores transables y no transables es de retornos constantes a escala en capital y trabajo.
   b. Más alto ingreso per cápita refleja más alta productividad total de los factores (PTF).

c. El crecimiento de la productividad es más rápido en los sectores de bienes transables que en los sectores de bienes no transables.
d. El capital es perfectamente móvil internacionalmente e intersectorialmente. En particular, se cumple la paridad de tasas de interés reales.

Si estas cuatro condiciones se cumplen, el tipo de cambio real será determinado fundamentalmente por factores de oferta y la variable clave relevante será la tasa de crecimiento de la PTF. Países con más rápido crecimiento de la PTF en relación a sus socios comerciales experimentarán una tendencia a la apreciación en términos reales.

El mecanismo es el siguiente. El incremento de la productividad en el sector de los bienes transables se traduce en un incremento de la demanda de trabajo en ese sector, con el consiguiente aumento del salario real de equilibrio. A su vez, el sector de bienes no transables despide trabajadores, que son absorbidos por el sector transable. Dado determinado tipo de cambio real, el sector de los bienes transables se expande, en tanto que el de bienes no transables se contrae. Así, el incremento en la productividad reduce la producción de bienes no transables, ocasionando un exceso de demanda en el mercado de los bienes no transables. Para reestablecer el equilibrio interno se requiere un aumento del valor real de la moneda. Por lo tanto, el aumento del la productividad en el sector de bienes transables provoca una disminución del tipo de cambio real de equilibrio (apreciación real).

ii. Política Fiscal. De acuerdo a Repetto (1992), el efecto del gasto de gobierno sobre la trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio depende de dos factores: (a) la composición del gasto en bienes transables y no transables; (b) el financiamiento del gasto de gobierno que modifica la disponibilidad de recursos del sector privado, así como su nivel de gasto.

Un incremento actual del gasto de gobierno en bienes no transables tiene dos efectos inmediatos sobre el tipo de cambio real de equilibrio:

a- Un efecto directo de una mayor demanda en el mercado de bienes domésticos, originando una apreciación real de equilibrio.

b. Un efecto indirecto de reducción de la riqueza privada, así como de su consumo de no transables motivando una depreciación real de equilibrio.

Así, el efecto neto sobre el tipo de cambio real de equilibrio es ambiguo y depende de la diferencia entre las propensiones marginales al gasto en bienes domésticos de los sectores privado y público. Si la propensión marginal al consumo de no transables del sector público es mayor (menor) a la del sector privado habrá una apreciación (depreciación) real de equilibrio.

iii. Términos de intercambio. Un choque transitorio negativo en los términos de intercambio, siguiendo a Repetto (1992), genera el siguiente conjunto de efectos sobre el tipo de cambio real:

a. Efecto Ingreso: La caída en los términos de intercambio origina una caída en el ingreso de los agentes, hecho que lleva a un menor consumo de todos los bienes, entre ellos, los no transables. Este efecto ingreso negativo genera una depreciación real de equilibrio.
b. Efecto Sustitución Intertemporal: Una elevación transitoria del costo de la canasta de consumo en el presente motiva el traslado de consumo al futuro, generando una depreciación real en el presente a cambio de una apreciación real en el futuro.
c. Efecto Sustitución Intratemporal: La caída en los términos de intercambio genera una apreciación real de equilibrio si los bienes importables y los no transables son sustitutos en el consumo, y lo deprecia si estos bienes son complementarios.

iv. Flujos de capitales. De acuerdo Repetto (1992), la liberalización de la cuenta de capitales da lugar a dos mecanismos de transmisión hacia el tipo de cambio real de equilibrio:

- La convergencia de la tasa de interés real doméstica a niveles internacionales promueve el traslado de consumo hacia el período actual, hecho que eleva tanto la demanda por no transables cuanto su precio relativo. Asimismo, la reducción de distorsiones en la economía genera un efecto ingreso positivo que lleva a una apreciación cambiaria de equilibrio en el presente y en el futuro.

- Existen movimientos exógenos de capitales internacionales, que no son sensibles a cambios en el diferencial de tasas de interés doméstica e internacional. Un ingreso de capitales permite al país elevar su nivel de consumo por encima de su nivel de producción doméstica. Si los bienes domésticos son normales, se requiere de una apreciación real en el presente para equilibrar el mercado de no transables.

v. Política Comercial. Asumiendo un cambio permanente en el grado de apertura comercial vía un incremento permanente en los niveles arancelarios, tenemos que dicha alza disminuye la riqueza debido a pérdidas de eficiencia atribuibles a la distorsión, promoviendo la caída de la demanda por todos los bienes y provocando una depreciación del tipo de cambio real de equilibrio.

El efecto sustitución intertemporal depende de la dirección del cambio en la tasa de interés real del consumo. Si la participación de los bienes importables en el gasto total es mayor (menor) en el presente que en el futuro, la tasa de interés relevante para las decisiones de consumo se elevará (disminuirá), trasladando consumo presente (futuro) hacia el futuro (presente) y apreciando (depreciando) el tipo de cambio real en el futuro. Si la participación de los bienes importables se mantiene invariante en el tiempo, la tasa de interés no cambiará y no habrá efecto sustitución intertemporal.

Finalmente, si los bienes importables y no transables son sustitutos (complementarios), el efecto sustitución intratemporal generará una apreciación (depreciación) del tipo de cambio real en el presente y en futuro.

Críticas al Enfoque Uniecuacional

Cabe precisar, sin embargo, que el enfoque uniecuacional basado en fundamentos presenta una serie de limitaciones como lo indican Edwards y Savastano (1999), las cuales se enumeran a continuación:

Estos estudios generalmente no toman en cuenta los cambios estructurales que pueda sufrir una economía. Por ejemplo, fuertes cambios del tipo de cambio real -en el corto plazo- que siguen a una variación del tipo de cambio nominal, lo que sucedió frecuentemente en el Perú en el periodo desde mediados de los ochenta debido a la hiperinflación, las reformas estructurales de los noventa, las privatizaciones, en especial la de telefónica en 1994, entre otros. Desde una perspectiva econométrica, las devaluaciones elevadas generan un quiebre en las series de tiempo similares a los examinados por Perron (1989) para el caso del precio del petróleo. Esos quiebres estructurales introducen un sesgo cuando la ecuación de cointegración se estima con métodos que ignoren este hecho. Estos cambios del tipo de cambio real son inducidos por perturbaciones nominales que no están relacionadas con el sector real.

Para que estos modelos tengan un uso operativo, necesitan definir, ya sea implícita o explícitamente, un periodo base para el equilibrio del tipo de cambio real. Al respecto, Edwards (1989) anota: “Es importante señalar que aunque estas series estimadas proveen información importante explicando la conducta del tipo de cambio real de equilibrio, tienen un uso limitado para computar las desalineaciones del tipo de cambio real. El problema, por supuesto es que tenemos que anclar el tipo de cambio real actual a algún punto en el pasado. Solo si asumimos que la tasa actual y de equilibrio fueron iguales x años atrás, podemos hablar de desalineaciones del tipo de cambio real”

De acuerdo al desarrollo teórico visto en la primera parte, el desalineamiento surge por la existencia de rigideces nominales que hacen que el tipo de cambio real observado no sea sostenible en el largo plazo. Por tanto, la estimación del desalineamiento debería incorporar explícitamente las fuentes de rigidez, de lo

contrario no proveería de sustento teórico para explicar el porqué el tipo de cambio real podría estar desalineado.

No establecen un vinculo claro entre el tipo de cambio real de equilibrio y la cuenta corriente (o de capital). Tampoco especifican una relación directa entre el tipo de cambio real estimado y medidas de equilibrio interno, incluyendo el nivel de desempleo. Esta falta de conexión formal entre el tipo de cambio real estimado y el equilibrio externo e interno representa una violación de la definición del tipo de cambio real incorporada en modelos teóricos empleados para derivar la ecuación de tipo de cambio real a ser estimada.

La mayoría de estos modelos utilizan especificaciones de las regresiones que se concentran en variables de flujo, ignorando el papel de los stocks, como la demanda internacional por los activos del país.

Hallar el componente sostenible o de largo plazo de las series también presenta sus problemas. La confianza de los investigaciones en los datos históricos de cada país para construir las componentes permanentes y transitorios de los fundamentos, puede originar que los estudios corran el riesgo de perder algunos cambios importantes en el tipo de cambio real. Por ejemplo, se tiene el caso de un país que por algún motivo experimenta una mejora en su restricción de crédito externa hacia el final del periodo de estimación. En este caso, el país será capaz de sostener una razón de activos externos netos de equilibrio que es mayor que la que se habría observado durante el periodo muestral.

Por estas razones muchas veces los resultados pueden ser contraintuitivos. En algunas circunstancias los desequilibrios encontrados no corresponden al reflejo de lo que está sucediendo en la economía. Por ejemplo, Soto (1996) encontró que el peso chileno estaba sobrevaluado entre 1987 y 1989, periodo en el cual todos los estudios y evidencia empírica mostraban una subvaluación.

A pesar de estas criticas, en la sección 3 de este trabajo se muestran los resultados de estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú basadas en modelos uniecuacionales con fundamentos de largo plazo. Estos resultados se contrastan con otros obtenidos en base a metodologías que se reseñan en la siguiente sub-sección.

2.2.2. Modelos estructurales (FEER)

Como hemos mencionado, los modelos uniecuacionales presentaban una serie de limitaciones que obligaron a los investigadores a buscar otras formas de estimar el tipo de cambio real de equilibrio. Es en este contexto que surgen los modelo estructurales como alternativa de estimación.

El autor más representativo en esta corriente es Williamson que en 1994 desarrollo un modelo estructural con el que calculó el llamado tipo de cambio real fundamental (al que denomino FEER por sus siglas en ingles). En este enfoque, el equilibrio del tipo de cambio real se define como el tipo de cambio que es consistente con el equilibrio macroeconómico, es decir, cuando la economía está operando a pleno empleo y a baja inflación (equilibrio interno), y cuando la cuenta corriente es sostenible (equilibrio externo).

Desde entonces el concepto del FEER ha sido utilizado por diferentes autores debido a que éste se puede obtener con diferentes teorías macroeconómicas o modelos de economía abierta.

Modelos de equilibrio parcial

Uno de los métodos más utilizados para reemplazar a las estimaciones uniecuacionales es el uso de un modelo de equilibrio parcial, que es a la vez apropiado para el uso del concepto del FEER.

El modelo de equilibrio parcial se basa en las ecuaciones de comercio exterior y postula que se puede estimar el tipo de cambio real de equilibrio modelando la balanza comercial. Para ello, es necesario que el producto este en

su nivel de pleno empleo, es decir, que sea consistente con el equilibrio interno. Sin embargo, la economía puede seguir acumulando o desacumulando activos, es decir, se encuentra en un equilibrio de flujos y no de saldos, por lo que puede relacionarse con una cuenta corriente sostenible en el mediano plazo.

El modelo de equilibrio parcial basado en las ecuaciones de comercio tiene dos componentes:

i. la cuenta corriente estructural estimada en función de las elasticidades de comercio, y
ii. la cuenta corriente objetivo que es aquella que no necesita estar en equilibrio sino en un nivel sostenible en el mediano plazo.

Cuenta corriente estructural

La cuenta corriente estructural se basa en la determinación de un modelo de flujos de comercio, por lo que dependería de las elasticidades de la demanda de importaciones y de la demanda de los socios comerciales y del tipo de cambio real.

Para los países industriales, este método se basa en la especificación estándar de la balanza en cuenta corriente de Mundell y Fleming:

$$CA = f(TCR, Y, Yf) + rD$$

Donde CA es la balanza en cuenta corriente, f( ) contiene los determinantes de la balanza, D es la deuda internacional neta del país. Se supone que la cuenta corriente depende del tipo de cambio real, de la demanda interna y externa, y del servicio de la deuda y de las transferencias.

Para estimar las elasticidades de comercio en la sección 3 del presente trabajo se utilizará un modelo desarrollado por Goldstein y Khan (1985) para economías emergentes. El marco teórico subyacente para la determinación de precios y cantidades transadas se basa en la teoría de la demanda del consumidor y puede implementarse utilizando un número pequeño de variables explicativas En el modelo se asume una economía pequeña, abierta al comercio internacional donde todos los agentes son idénticos y poseen previsión perfecta, los agentes han heredado un considerable stock de deuda externa, existe perfecta movilidad de capital. Asimismo, los residentes en esta economía toman la tasa internacional como dada. Lo más importante de este modelo es que no incluye variables monetarias, es decir, es un modelo real.

Del modelo se definen las siguientes ecuaciones:

$$x_t = f(tcr, y^f)$$
$$m_t = f(tcr, y)$$

donde:
x_t es el volumen de las exportaciones
m_t es el volumen de las importaciones
tcr es el tipo de cambio real relevante para el comercio
y^f es la demanda externa
y es la demanda doméstico

Cuenta corriente objetivo

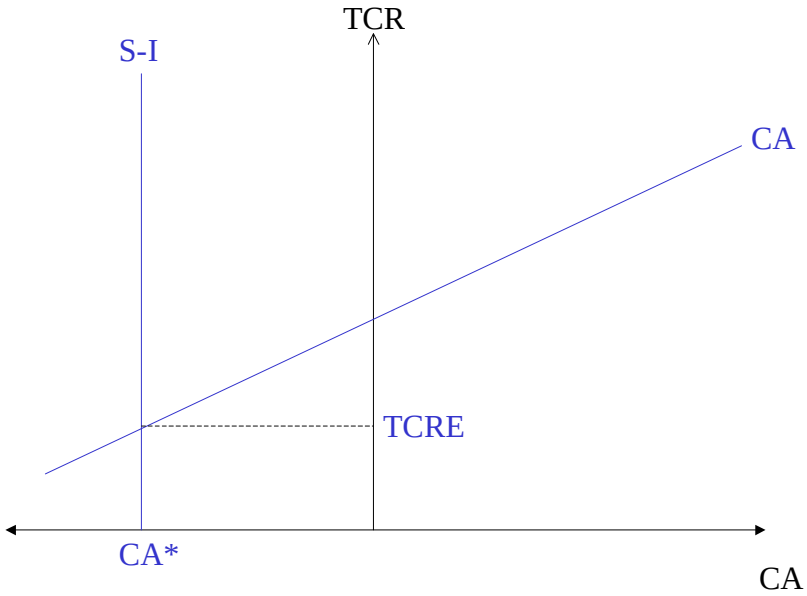
El concepto de cuenta corriente objetivo surge con Nigel Lawson, quien a finales de la década de los 80 defendió los altos déficit en cuenta corriente existentes en países desarrollados debido a que las cuentas del sector público producían superávit y porque el sector privado juzgaba en ese momento que la inversión era preferible al ahorro. Estos hechos permitían asociar al tipo de cambio real con una cuenta corriente de mediano plazo que no necesita estar en equilibrio, la cual es conocida como la cuenta corriente objetivo.

La cuenta corriente objetivo depende de múltiples factores. Para Williamson (1994), la cuenta corriente objetivo depende de las necesidades de inversión determinado por el ciclo de deuda, los cambios demográficos en la conducta del ahorro y los juicios de sostenibilidad y consistencia. Un conjunto aún más amplio de consideraciones teóricas se utilizaron Wren-Lewis y Driver (1997) para determinar la cuenta corriente objetivo. Ambas investigaciones acercaban la determinación de la cuenta corriente objetivo por el enfoque de ahorro – inversión.

En este sentido, El Fondo Monetario Internacional (FMI) estima el FEER, utilizando una cuenta corriente objetivo (Isard y Faruqee (1998)). Este enfoque reconoce que la cuenta corriente de equilibrio puede ser vista como la diferencia entre el ahorro agregado deseado y la inversión a pleno empleo.

Los niveles de pleno empleo del ahorro e inversión son estimados como una función del déficit fiscal, del ratio de dependencia, de la profundidad del sistema financiero de la estabilidad económica. Entonces, el FEER es calculado como el tipo de cambio real que iguala la cuenta corriente a la brecha ahorro – inversión, donde los otros determinantes de la cuenta corriente se encuentran en su nivel de pleno empleo.

Gráfico 1



Por lo descrito, es claro que un calculo del FEER requiere la estimación de un considerable número de parámetros y supuestos:

i. un modelo de cuenta corriente basado en elasticidades del comercio,
ii. estimados del producto potencial del país y de sus principales socios comerciales y
iii. un estimado de los capitales de largo plazo o sostenibilidad de la cuenta corriente.

Hasta aquí hemos hablado de los componentes del modelo de equilibrio parcial, ahora nos enfocaremos en sus características. Este modelo tiene dos características definidas (i) está asociado a un modelo de mediano plazo, lo que vincula al FEER con una cuenta corriente objetivo, y (ii) los flujos de comercio agregados dependen del tipo de cambio real a través de los efectos de competitividad. Ello implica que si los cambios en el tipo de cambio real tienen influencia finita sobre los agregados comerciales, entonces el tipo de cambio real de equilibrio se

convierte en una variable que puede ser influenciada por el valor de equilibrio de cualquier otra variable macroeconómica.

Ampliando sobre el primer punto, de acuerdo a Wren-Lewis y Driver (1998), el equilibrio que se logra en el modelo de flujos de comercio es diferente al que proponen los modelos de equilibrio general convencionales. En este caso, las economías pueden seguir acumulando o desacumulando activos. En otras palabras la economía está en un equilibrio de flujos y no de saldos. Los niveles de riqueza agregados en relación al producto y su distribución entre activos domésticos y externos pueden cambiar. Estos supuestos permiten asociar al FEER con una cuenta corriente de mediano plazo que no necesita estar en equilibrio, la cual es conocida como la cuenta corriente objetivo.

Por el contrario, el logro del equilibrio interno en el mediano plazo es indispensable para la aplicación del FEER. Esto último es factible en la medida que estos modelos asumen que en ausencia de choques de corto plazo el equilibrio interno se logra automáticamente (ausencia de desempleo keynesiano).

En consecuencia, con el logro del equilibrio de mediano plazo el producto puede diferir de la demanda interna porque el ahorro del sector privado es diferente a su inversión o por la existencia de desequilibrio fiscal, por lo que los niveles de activos pueden cambiar.

Cabe destacar que por ser un equilibrio de mediano plazo, el FEER podría estar afectado por algún efecto de hysteresis. Por esta razón, este modelo sólo sería valido bajo el supuesto de que el equilibrio de mediano plazo es independiente de la senda dinámica de corto plazo que tomó la economía para llegar a dicho equilibrio de mediano plazo.

Ventajas y desventajas del modelo de equilibrio parcial

Las ventajas que presenta utilizar el modelo de flujos de comercio para estimar el tipo de cambio real denominado FEER son la mayor simplicidad y claridad. Es relativamente más fácil determinar los factores que están detrás del FEER y examinar la sensibilidad del FEER a los supuestos.

Sin embargo, el uso de un modelo de equilibrio parcial presenta una serie de desventajas entre las que se incluyen el hecho que los flujos de capital estructurales no sean mutuamente consistentes con el producto potencial. Asimismo, se elimina la retroalimentación que puede existir entre el FEER y los componentes del producto potencial y los flujos de capital estructurales.

El FEER también podría ser calculado con un modelo macroeconómico general que incluya todos los posibles efectos de retroalimentación entre las variables sin importar el logro del equilibrio de mediano plazo. Sin embargo, una especificación de este tipo haría imposible obtener las relaciones de corto plazo. Asimismo, le restaría claridad y arrojaría duras acerca de la correcta especificación del modelo.

Modelos de equilibrio general

En un esfuerzo por capturar las complejas interacciones entre las diferentes variables, algunos autores (entre los que destaca Willianson, 1985, 1991) optaron por elaborar modelos de equilibrio general para analizar la conducta del tipo de cambio real. Estos modelos definen el tipo de cambio real de equilibrio como el precio relativo de transables a no trasables compatible con el logro del equilibrio externo e interno. Lo primero es definido como un nivel sostenible de la cuenta corriente, mientras que lo segundo se define como una situación donde el producto es igual al producto potencial (Bayoumi et al., 1994).

Para países en vías de desarrollo el ejemplo más reciente es el de Serven y Schmidt-Hebbel (1996), quienes desarrollaron un modelo de equilibrio general dinámico para analizar el tipo de cambio real de Chile. Aunque su principal interés fue identificar y comprender los efectos de la política fiscal sobre el tipo de cambio, este modelo es lo suficientemente amplio como para analizar el impacto de in conjunto de acciones de política incluyendo si el tipo de cambio real está en equilibrio.

Los problemas que presentan estos modelos son que se pueden obtener equilibrios múltiples y usan las mismas elasticidades que los modelos de equilibrio parcial y deben estimar una serie de elasticidades adicionales, lo que hace más probable una posible sensibilidad.

Hasta aquí se ha realizado un breve análisis de los diferentes marcos conceptuales para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio. En la siguiente sección se realizan estimaciones para el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú siguiendo dos metodologías alternativas: i) un modelo uniecuacional con fundamentos (BEER) y ii) un modelo estructural de equilibrio parcial (FEER).

3. Estimación

En esta investigación comparamos dos enfoques para estimar el tipo de cambio real de equilibrio. El primer enfoque lo denominamos "el tipo de cambio real de equilibrio fundamental" (FEER por sus siglas en inglés), definido como el tipo de cambio que es consistente con el equilibrio macroeconómico, es decir, el tipo de cambio real que iguala la cuenta corriente con un nivel sostenible de capitales, donde los determinantes tanto de la cuenta corriente como del flujo de capitales deben estar en sus niveles sostenibles.

En contraste, otro enfoque involucra un análisis econométrico directo de un modelo de la conducta del tipo de cambio real, llamado comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio (BEER por sus siglas en inglés). El enfoque del BEER produce una medida del desalineamiento que es diferente del FEER. Sin embargo, el enfoque del BEER también requiere suponer que los fundamentos económicos que determinan la conducta del tipo de cambio real están en sus niveles sostenibles o de equilibrio.

En el enfoque del FEER, el tipo de cambio real obtiene su equilibrio cuando la cuenta corriente se calibra al nivel de pleno empleo y con flujos de capital sostenibles. Sin embargo, en muchos casos, la estimación no incorpora directamente el efecto de los fundamentos que son la base en el enfoque de comportamiento (BEER). El tipo de cambio bajo el enfoque del FEER permanece constante en la medida que la posición interna y externa permanezca sin cambios, pero no es claro si el tipo de cambio real este en equilibrio en el sentido de su comportamiento, es decir, que refleje el efecto de los factores que determinan el tipo de cambio sobre el mediano plazo. Por ello, es útil comparar el enfoque del FEER con uno que involucre el análisis econométrico directo del comportamiento del tipo de cambio real, como el enfoque que hemos denominado BEER.

3.1. Estimación uniecuacional del comportamiento del Tipo de Cambio Real de Equilibrio (BEER).

En esta sección se presentan los resultados de la estimación del comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio (BEER) en el Perú en base a un modelo uniecuacional con fundamentos. Previamente, se da una mirada a la metodología econométrica empleada.

3.1.1 Metodología

El BEER descansa en un modelo teórico estándar para una pequeña economía abierta. Diversos fundamentos económicos gobiernan la determinación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo en una economía de ese tipo. El modelo típico que postulamos señala que, en el largo plazo, el tipo de cambio real está determinado por:

$$tcr = f\left(prod, ti, capitales, diferencial, fiscal, apertura\right)$$

donde TCR es el tipo de cambio real multilateral, TI denota los términos de intercambio, APERTURA es el grado de apertura de la economía, FISCAL se refiere a variables como el consumo de gobierno, el resultado del gobierno, la inversión pública, o una combinación de ambos, como porcentaje del PBI, PROD es la productividad relativa, y DIFERENCIAL es el diferencial de tasas de interés.

Para la estimación del BEER se utiliza la metodología de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCOD o DOLS por sus siglas en inglés). La empresa Goldman-Sachs utiliza este método para la estimación de los tipos de cambio sostenibles en el largo plazo de las monedas de las economías emergentes.

Etapas en la Estimación del BEER

En primer término, se analiza las características de las series de tiempo de cada variable incluida en la forma funcional, y se las clasifica en series estacionarias (que revierten a su media) y no estacionarias. Se verifica que las series no estacionarias sean integradas de primer orden.

Se prueba si el conjunto de variables cointegra en el sentido de Johansen-Juselius, lo que permite determinar si existe una relación de largo plazo entre las variables.

El siguiente paso es estimar utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCOD) desarrollado por Stock y Watson (1993). La elección de esta metodología está basada en evidencia de Monte Carlo que muestra que el estimador MCOD es superior a muchos otros estimadores usados en muestras pequeñas. Por ejemplo, a diferencia del procedimiento de Engle Granger, el procedimiento DOLS permite tanto que variables estacionarias como no estacionarias conformen una relación de largo plazo, tomando en cuenta posibles efectos de retroalimentación en los regresores del modelo (endogeneidad) y enfrentando problemas de muestras pequeñas, incluyendo valores adelantados y rezagados de los cambios en las variables no estacionarias. Este punto puede ser ilustrado por la siguiente regresión:

$$TCR_t = const + b_1 TI_t + b_2 APERTURA_t + b_3 FISCAL_t + b_4 PROD_t + b_5 DIF_t + b_6 CAP + \text{error}$$

$$\sum_{j=-K}^{j=+K} d_j \Delta TI_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=+K} f_j \Delta APERTURA_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=+K} g_j \Delta FISCAL_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=+K} h_j \Delta PROD_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=+K} l_j \Delta DIF_{t-j} + \sum_{j=-K}^{j=+K} l_j \Delta CAP_{t-j}$$

donde las elasticidades de largo plazo están dadas por los términos β asociados con los niveles.

La característica principal de investigaciones previas basadas en el método de cointegración, es la alta volatilidad que presenta el tipo de cambio real de equilibrio en periodos cortos, lo que se explicaría porque las variables utilizadas para la estimación presentaban alta volatilidad. En el presente trabajo las influencias cíclicas o de corto plazo de las variables fundamentales son filtradas al máximo posible en los estimados del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo.

3.1.2. Resultados

En esta sección se calcula la trayectoria del BEER para la economía peruana en función del comportamiento de sus fundamentos, utilizando información trimestral desde 1980 hasta el segundo trimestre del 2001.

Datos y definiciones

La medida del tipo de cambio real es el logaritmo del tipo de cambio real multilateral con metodología de la paridad de poder de compra calculado por el Banco Central de Reserva del Perú (BCR). Este índice se calcula tomando como año base 1994.

Los fundamentos son la productividad, los términos de intercambio, los capitales a largo plazo, el diferencial de tasas de interés, el déficit económico y el grado de apertura.

Para medir la productividad (lprod) se tomo como aproximación la productividad total de los factores (PTF) La PTF se calculó a partir del vector de residuos de la estimación de una función de producción tipo Cobb-Douglas con datos anuales desde 1950, en la que también se controló por términos de intercambio, dada la importancia de esta variable para explicar los ciclos económicos en el Perú. La información sobre capital y trabajo se tomó de Herrada (1999).

Los choques en los precios de nuestras exportaciones e importaciones son capturados por el logaritmo de los términos de intercambio (lti). Este índice, reportado por el BCRP utilizando como año base 1994, se construye como el coeficiente entre los precios de nuestras exportaciones sobre los precios de nuestras importaciones.

En el caso de los capitales de largo plazo (calp) estos son capturados por el logaritmo de los pasivos de largo plazo. El efecto de los déficit fiscales se calcula a través del resultado económico consolidado (re) como proporción del PBI. Finalmente, para calcular el grado de apertura (ap) se ha utilizado el logaritmo de un índice de nivel arancelario promedio. Asimismo, para medir las barreras paraarancelarias se utilizó el logaritmo del índice de barreas paraarancelarias (notarif).

Rescribiendo, la ecuación en su forma reducida a estimar sería:

$$tcr = f(lprod, lti, calp, dif, re, ap, notarif) \qquad (1)$$

Con lo que el tipo de cambio real de equilibrio se obtendría en función de sus fundamentos.

Pruebas de raíz unitaria

El primer paso fue aplicar las pruebas raíz unitaria utilizando para ello los *test* de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y el de Phillips-Perron (P-PERRON).

Como apreciamos en los resultados las variables son integradas de orden uno I(1), y en primeras diferencias son estacionarias, I(0). El hecho que el tipo de cambio real no siga un proceso estacionario implica que no se cumple la paridad del poder de compra, sin negar la existencia de un valor de equilibrio del tipo de cambio real.

Cuadro 1

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA				
VARIABLES	**NIVELES**		**PRIMERAS DIFERENCIAS**	
	ADF	**P-PERRON**	**ADF**	**P-PERRON**
LTCR	-1.069006	-1.970518	-3.161612 *	-7.948480 *
LPROD	-1.291420	-2.392709	-3.905394 *	-13.09472 *
LTI	-1.006001	-0.974742	-7.558463 *	-10.64785 *
CALP	-1.306602	-2.480471	-6.121824 *	-5.408407 *
DIF	-1.748841	-2.273173	-5.665125 *	-5.231172 *
RE	-2.915943	-2.437781	-6.027276 *	-6.069612 *
AP	-2.904309	-1.148507	-6.112754 *	-10.45550 *

♦ Significativo al 5 por ciento

El BEER y sus fundamentos

El primer paso fue verificar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables seleccionadas. Presentamos los resultados del análisis de cointegración de la ecuación 1, que relaciona al tipo de cambio real con sus fundamentos.

Cuadro 2

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN		
Hipótesis Nula	λ-max Test	Valores Críticos 1/
r=0 vs. r=1	180.53 *	124.24
r=1 vs. r=2	130.86 *	94.15
r=2 vs. r=3	87.02 *	68.52
r=3 vs. r=4	50,47 *	47.21
r=4 vs. r=5	23,82	29.68
r=5 vs. r=6	8,89	15.41
r=7 vs. r=8	3,41	3.76

Nota: r es el número de vectores de cointegración.
* Significativo al 5 por ciento.
1/ Valores críticos al 5 por ciento.

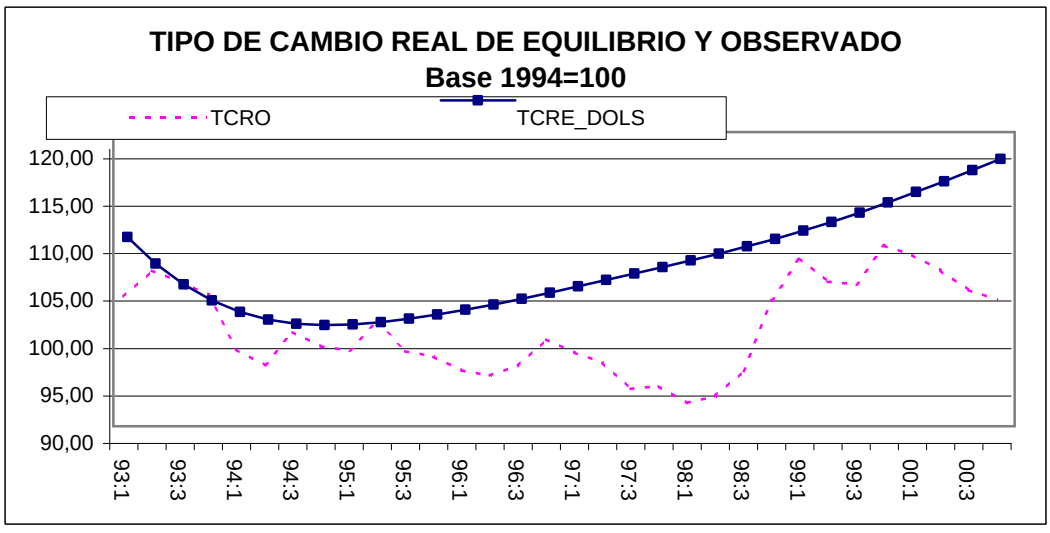
De acuerdo a la prueba del coeficiente de verosimilitud se verifica la existencia de cuatro vectores de cointegración.

Una vez confirmada la existencia de por lo menos una relación de largo plazo se procede a realizar la estimación por MCOD que arroja la siguiente relación de largo plazo (el proceso de estimación también incorpora los rezagos significativos de las primeras diferencias del tipo de cambio real y sus fundamentos hasta el cuarto periodo):

$$LTCR_t = 4.17 + 0{,}53LTI_t - 0.61LPROD_t - 2.99CALP_t + 0{,}.59DIF_t - 0{,}03RE_t + 5{,}10AP_t .$$

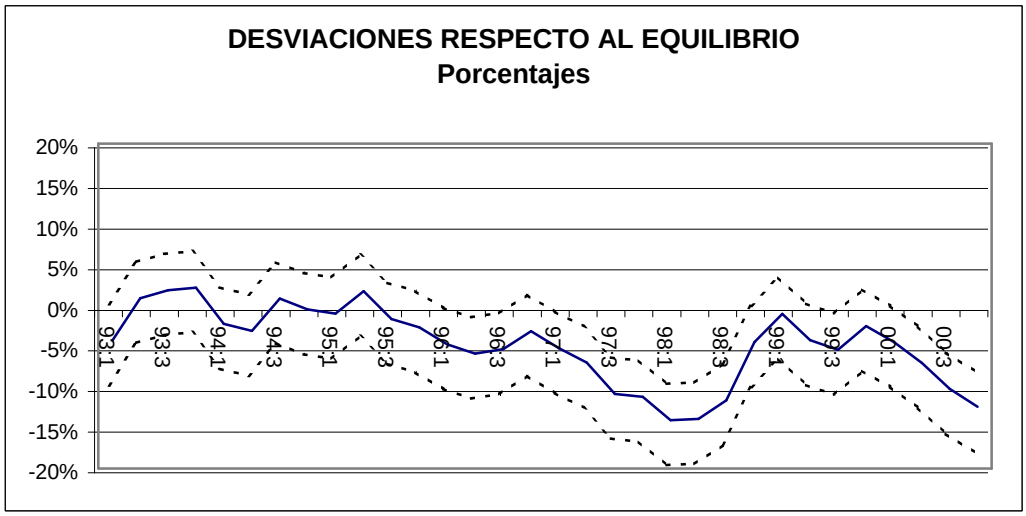
En el gráfico 2 se puede apreciar el comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio que se ha venido depreciando desde 1995 asociado al menor flujo de capitales de largo plazo en comparación con el primer quinquenio de los 90. Asimismo, la mayor apertura comercial con la reducción arancelaria de 1997 y el mayor dinamismo de los acuerdo comerciales que llevo a adoptar un cronograma de desgravación arancelaria para alcanzar una zona de libre comercio con la Comunidad Andina y Chile. Otro factor que explicó la depreciación del tipo de cambio real de equilibrio fue la mejora en las cuentas fiscales.

Gráfico 2



El gráfico 3 muestra la existencia de atraso cambiario desde 1995, sin embargo, se aprecia correcciones del tipo de cambio real observado para alcanzar su nivel de equilibrio. Así, la brecha se fue abriendo desde 1995 hasta el segundo trimestre de 1998, fecha en la que ocurrió un fuerte ajuste que acercó al tipo de cambio real observado a su nivel de equilibrio.

Gráfico 3



Igualmente, el gráfico se muestra la mayor brecha que se mantuvo durante 1997 y hasta mediados de 1998. Asimismo, se aprecia que la brecha se ha venido incrementando durante el 2000.

Cuadro 3

DESVIACIONES RESPECTO AL EQUILIBRIO En porcentajes			
Año	**Brecha**	**Año**	**Brecha**
1993	0,3	1997	-8,5
1994	-1,2	1998	-10,9
1995	-0,8	1999	-3,2
1996	-4,7	2000	-8,5

Cabe destacar que esta metodología puede presentar dos problemas potenciales. Primero que no corrige los múltiples quiebres estructurales, principalmente en la época de la hiperinflación y segundo, que la metodología utilizada para obtener el componente permanente de las series genera un sesgo en los últimos datos. Por ello, esta estimación debería ser tomada como una manera de ver la tendencia del tipo de cambio real, más que como una medida del desalineamiento.

3.2 FEER

3.2.1. Metodología

La dinámica de las importaciones en los países industriales y en desarrollo están dadas por el ecuaciones de Euler. Sin embargo, el interés prioritario del presente trabajo es emplear el análisis de cointegración para examinar las relaciones de equilibrio estacionario (largo plazo) que describen la demanda de importaciones y exportaciones respectivamente.

En gran parte de la literatura inicial y en la evidencia empírica, las estimaciones de las elasticidades fueron frecuentemente obtenidas aplicando la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) a especificaciones muy similares a las ecuaciones de demanda de importaciones y exportaciones derivadas anteriormente. En dichas especificaciones, generalmente se obtienen parámetros acordes con la teoría; la variable escala tiene signo positivo mientras los precios relativos tienen signo negativo. Asimismo, dichos parámetros son estadísticamente significativos.

Sin embargo, como Granger y Newbold (1974) mostraron, dos series no estacionarias cualesquiera pueden estar relacionadas sólo porque dichas series tienen similares propiedades de series de tiempo aún cuando no tengan un vínculo teórico entre ellas; es decir tendríamos un problema de regresiones espúreas. Adicionalmente, la aplicación de la técnica de MCO en presencia de series no estacionarias conllevaría a problemas de inferencia tal como lo explicaremos a continuación.

Un amplio cuerpo de la literatura econométrica (Banerjee et. al. (1986)) señala que aún si la cointegración es obtenida, los problemas de inferencia todavía permanecen en una estimación mínimo cuadrática. MCO provee estimados consistentes pero ineficientes de los verdaderos parámetros, sesgados hacia arriba debido a la correlación serial de los errores y a problemas de simultaniedad; aspectos más palpables cuando se trabaja con muestras pequeñas (Campbell y Perrón (1991)). Bajo dichas circunstancias, los errores estándar y los estadísticos-t no proveen una adecuada medida de la significancia estadística.

Por lo anterior, el *test* de cointegración comúnmente más empleado es el sugerido por Engle y Granger (1987), en el cual se utiliza la técnica de MCO, no sería el más óptimo. Sin embargo, una prueba más poderosa, el cual permite tanto la detección y estimación del número de vectores de cointegración, fue desarrollado por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) en el contexto de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). La técnica de cointegración multivariada de Johansen es superior a técnicas de regresión basadas en métodos de regresión más simples, como por ejemplo MCO, dado que captura totalmente las propiedades de series de tiempo de los datos, brindando estimaciones de todos los vectores de cointegración existentes dentro de un vector de variables. Asimismo, ofrece pruebas estadísticas para contrastar el número de vectores de cointegración y evaluar una serie de hipótesis estructurales de manera robusta a la no estacionariedad de las series.

3.2.2. Resultados

A. Modelando los flujos de comercio

En esta sección se estima las funciones de demanda de exportaciones e importaciones utilizando datos trimestrales desde 1980 hasta el segundo trimestre del 2001.

Datos y definiciones

El valor total de las exportaciones e importaciones de bienes en millones de dólares corresponde a las cifras reportadas por el BCR (X y M, respectivamente). Asimismo, se utiliza el índice de precios a las exportaciones e importaciones calculado usando como año base 1994 (P_x y P_m). Estos precios son los mismos que se utilizan para calcular los términos de intercambio del Perú.

La demanda externa se aproxima con el índice del producto bruto interno real de nuestros diez mayores mercados[3] de exportación, calculado tomando como año base 1994 (PBIE). La demanda doméstica se obtiene con el índice del producto bruto interno real con base en 1994 (PBI).

La competitividad de las exportaciones se aproxima con un índice del tipo de cambio real de las exportaciones, el cual se obtiene utilizando la metodología de la paridad del poder de compra.

$$TCRX = E * \frac{P_x}{IPC}$$

Donde TCRX representa el tipo de cambio real de las exportaciones, E es el índice de tipo de cambio nominal, P_x el precio de las exportaciones peruanas y el IPC el índice de precios al consumidor.

[3] Se asume que cada país representa un mercado de exportación.

Por su parte, la competitividad de las importaciones se obtiene construyendo el índice de tipo de cambio real de las importaciones con la metodología de la paridad de poder de compra.

$$TCRM = E * \frac{P_m}{IPC}$$

Donde TCRM es el tipo de cambio real relevante para nuestras importaciones y P_m el precio de las importaciones peruanas.

Dado que el periodo incluye la década de 1980, consideramos conveniente incluir las reservas internacionales netas como variable que mida las restricciones de liquidez que tuvo el Perú los últimos años de la década del 80.

Las ecuaciones de comercio a estimar serían:

$$\frac{X_t}{P_x} = f(tcrx, pbie)$$

$$\frac{M_t}{P_m} = f(tcrm, pbi, rin)$$

Pruebas de raíz unitaria

El contraste de cointegración requiere primero el análisis de las propiedades de las series de tiempo de las aplicamos el contraste de raíz unitaria a las variables presentes en ambas funciones de demanda.

Como verificamos en el cuadro, todas las variables son integradas de primer orden por lo que podemos verificar la presencia de un vector de cointegración entre el valor de las importaciones, el nivel de actividad, la competitividad y las reservas internacionales netas, Los mismo hacemos para el caso del valor de las exportaciones, la competitividad y la demanda externa.

Cuadro 4

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

VARIABLES	NIVELES		PRIMERAS DIFERENCIAS	
	ADF	P-PERRON	ADF	P-PERRON
M	-2.383717	-2.909553	-5.663452 *	-11.80161 *
TCRX	-2.528719	-2.380462	-4.013592 *	-7.572721 *
PBIE	-3.263549	-2.789838	-4.297836 *	-12.38151 *
X	-0.723828	-2.357945	-6.625318 *	-12.79188 *
TCRM	-1.647740	-1.640129	-4.816087 *	-7.142700 *
PBI	-2.619820	-1.872875	-5.155200 *	-17.21445 *
RIN	-1.773207	-1.461452	-4.212016 *	-6.333383 *

♦ Significativo al 5 por ciento

Ecuaciones de comercio

a. Demanda de exportaciones

Como se detalló en la sección metodología, la técnica a usar es la cointegracón de Johansen y Juselius. Para las variables comprometidas en la función de demanda de exportaciones el ratio de verosimilitud confirma la existencia de un vector de cointegración.

Cuadro 5

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN		
Hipótesis Nula	*l-max Test*	Valores Críticos [1/]
r=0 vs. r=1	32,53 *	29,68
r=1 vs. r=2	5,92	15,41
r=2 vs. r=3	1,55	3,76

Nota: r es el número de vectores de cointegración.
* Significativo al 5 por ciento.
[1/] Valores críticos al 5 por ciento.

Asimismo, se verifica a través de las pruebas de exclusión y estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas y de los resultados de las pruebas de raíz unitaria.

Cuadro 6

PRUEBAS DE EXCLUSIÓN					
R	**g de l.**	c^2	***x***	***tcrx***	***Pbie***
1	2	5,99	13,99	20,07	21,73

PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD					
R	**g de l.**	c^2	***x***	***tcrx***	***Pbie***
1	2	5,98	19,20	14,89	15,86

El vector obtenido es acorde con los signos esperados por las teoría económica y es el siguiente:

$$x_t = -1{,}7 + 0{,}25 tcrx + 1{,}53 pbie$$

Las elasticidades obtenidas están dentro del rango de investigaciones previas respecto a la demanda por exportaciones. Los resultados sugieren que para el Perú la elasticidad precio de las exportaciones es menor que la unidad, lo que estaría indicando que sería necesario un cambio bastante amplio en los precios para producir algún efecto significativo en la redistribución de los flujos comerciales. Por su parte, la elevada elasticidad ingreso podría ser relativizada, por posibles errores de medición en la variable de escala. Finalmente, la constante estaría recogiendo el impacto de las variables no consideradas en la estimación.

b. Demanda de importaciones

Utilizando la misma metodología se cointegró las series del valor de importaciones, el ingreso, el tipo de cambio real de las importaciones y las reservas internacionales. El coeficiente de verosimilitud muestra la existencia de un vector cointegrado.

Cuadro 7

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN		
Hipótesis Nula	*l-max Test*	Valores Críticos [1/]
r=0 vs. r=1	66.97 *	62.99
r=1 vs. r=2	26.65	42.44
r=2 vs. r=3	13.42	25.32
r=3 vs. r=4	4.97	12.25

Nota: r es el número de vectores de cointegración.
* Significativo al 5 por ciento.
[1/] Valores críticos al 5 por ciento.

Asimismo, se verifica a través de las pruebas de exclusión y estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas y de los resultados de las pruebas de raíz unitaria.

Cuadro 8

PRUEBAS DE EXCLUSIÓN						
R	**g de l.**	c^2	***m***	***tcrm***	***pbi***	***rin***
1	1	3,84	3,88	7,67	10,20	13,67

PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD						
R	**g de l.**	c^2	***m***	***tcrm***	***pbi***	***rin***
1	3	7,81	22,39	19,84	22,97	21,67

La ecuación resultante presenta signos acordes con la teoría económica, y se describe a continuación:

$$m_t = -1,6 - 0,3tcrm + 1,95\,pbi + 0,05rin$$

La especificación de esta combinación lineal también sugieren que el tipo de cambio real relevante no ejerce un fuerte impacto sobre las importaciones. Por el contrario, la elasticidad ingreso estaría mostrando que las importaciones reaccionan en gran medida a un incremento en la demanda.

El siguiente paso fue obtener los niveles de mediano plazo de las importaciones y exportaciones sobre la base de los componentes permanentes de sus determinates utilizados, los cuales han sido filtrados utilizando el filtro de Hodrick-Prescott.

Cabe destacar que estos resultados no apoyarían una política de devaluación como una manera de reducir desequilibrios comerciales o desalentar el crecimiento de las importaciones. Sin embargo, estas estimaciones tienen la limitante que se trabaja con funciones de comercio agregadas, no permitiendo observar el comportamiento de los componentes de las demandas de importaciones y exportaciones.

B Modelando la cuenta corriente objetivo

En esta sección se estima la cuenta corriente objetivo utilizando información trimestral desde 1980.

Datos y definiciones

Como aproximación del ahorro e inversión se utilizaron las series de ahorro doméstico (**s**) e inversión bruta fija (**i**) que reporta el Banco Central de Reserva de Perú. Para el caso de la variable demográfica se tomó como proxy el ratio de dependencia (**dep**) que reporta el INE, explicado como el número de personas menores de 14 años más el número de personas mayores de 65 sobre la población en edad de trabajar.

La variable que se utilizó para medir la profundidad del sistema financiero fue la liquidez total (**liq**) como proporción del PBI. Asimismo, la estabilidad económica se midió con el índice de precios al consumidor (**ipc**) con base 1994. Los términos de intercambio (**ti**) se definen igual que en la sección de la ecuación reducida del tipo de cambio real de equilibrio.

El ingreso (**y**) se aproxima con el ingreso nacional bruto de las cuentas nacionales. El sector fiscal se aproxima con el resultado primario (**rp**) como porcentaje del PBI. Finalmente, para la tasa de interés (**int**) se utiliza la tasa de interés en moneda nacional para prestamos a 360 días.

Con estas variables, las ecuaciones a estimar serían:

$$s=f(dep,liq,ipc,ti,y,rp)$$

i=f(dep,liq,int,y,ipc)
cc=s-i

Pruebas de raíz unitaria

Al igual que en la sección anterior, es necesario verificar las propiedades de las series de tiempo para lo que aplicamos las pruebas del Dickey-Fuller Aumentado y Phillips Perron. Los resultados arrojan que todas las series son integradas de primer orden I(1).

Cuenta Corriente Objetivo

i. Función de ahorro

El primer paso fue confirmar la existencia de una relación de largo plazo entre el ahorro y sus determinantes. Para ello utilizando la metodología de Johansen y Juselius se determinó la existencia de 4 vectores de cointegración.

Cuadro 9

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN		
Hipótesis Nula	*l-max Test*	Valores Críticos [1/]
r=0 vs. r=1	228.00 *	146.76
r=1 vs. r=2	142.25 *	114.9
r=2 vs. r=3	100.98 *	87.31
r=3 vs. r=4	67.89 *	62.99
r=4 vs. r=5	35.26	42.44
r=5 vs. r=6	17.79	25.32
r=6 vs. r=7	6.08	12.25

Nota: r es el número de vectores de cointegración.
* Significativo al 5 por ciento.
[1/] Valores críticos al 5 por ciento.

En este caso también verificamos a través de las pruebas de exclusión y estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas y de los resultados de las pruebas de raíz unitaria.

Cuadro 10

PRUEBA DE EXLUSIÓN									
R	**g de l.**	c^2	***s***	***dep***	***liq***	***ipc***	***ti***	***y***	***rp***
2	2	5,99	18,38	27,93	7,34	6,97	6,98	27,46	6,66

PRUEBA DE ESTACIONARIEDAD									
R	**g de l.**	c^2	***s***	***dep***	***liq***	***ipc***	***ti***	***y***	***rp***
2	5	11,07	32,21	44,36	36,84	38,41	27,26	38,37	36,24

La ecuación que muestra signos acordes con lo que dice la teoría sería:

$$s_t = 4{,}54 - 6{,}19dep_t + 0{,}16liq_t - 0{,}01ipc_t + 0{,}67ti_t + 1{,}95y_t + 0{,}07rp_t$$

i. Función de inversión

El análisis de cointegración de Johansen brinda la existencia de cuatro vectores de cointegración, seleccionando aquella relación que tiene sentido económico.

Cuadro 11

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN		
Hipótesis Nula	*l-max Test*	Valores Críticos [1/]
r=0 vs. r=1	159.43 *	94.15
r=1 vs. r=2	107.52 *	68.52
r=2 vs. r=3	58.52 *	47.21
r=3 vs. r=4	30.14 *	29.68
r=4 vs. r=5	13.16	15.41
r=5 vs. r=6	4.15	3.76

Nota: r es el número de vectores de cointegración.
* Significativo al 5 por ciento.
[1/] Valores críticos al 5 por ciento.

Verificamos a través de las pruebas de exclusión y estacionariedad la significancia estadística de las variables utilizadas.

Cuadro 12

PRUEBAS DE EXCLUSIÓN								
R	**g de l.**	c^2	***i***	***dep***	***liq***	***int***	***y***	***Ipc***
2	2	5,99	13,12	26,14	10,27	28,07	21,70	30,05

PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD								
R	**g de l.**	c^2	***i***	***dep***	***liq***	***int***	***y***	***Ipc***
2	4	9,49	35,08	46,31	42,12	29,77	39,90	43,15

La ecuación acorde con los signos esperados por la teoría económica sería:

$$i_t = -3{,}93 + 3{,}23 dep_t + 0{,}14 liq_t + 0{,}22 \text{int}_t + 2{,}39 y_t - 0{,}29 ipc_t$$

i. Cuenta corriente objetivo

Una vez estimados los valores sostenibles del ahorro y la inversiones procedemos a estimar la cuenta corriente objetivo que sería la diferencia de los valores sostenibles estimados del ahorro y la inversión.

$$\overline{cc} = \bar{s} - \bar{i}$$

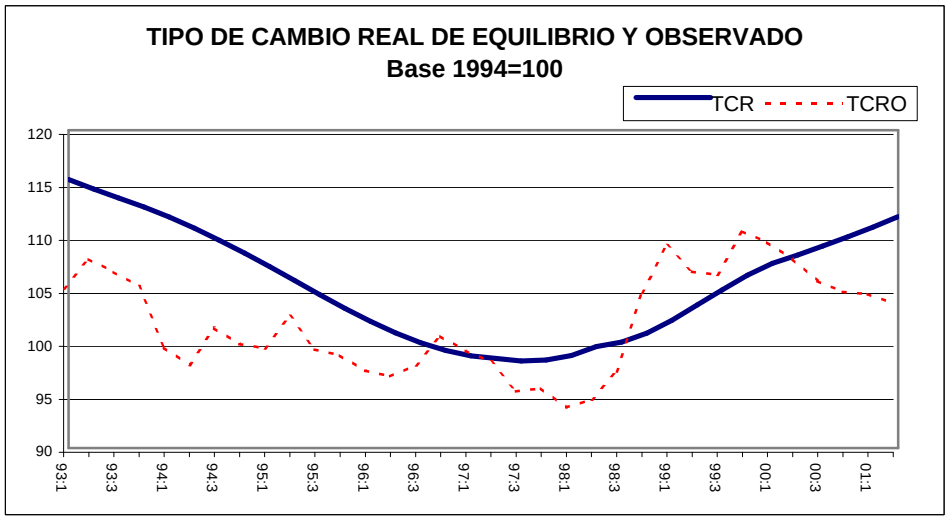
C. Modelando el tipo de cambio real

En esta sección se obtiene el tipo de cambio real de equilibrio igualando la cuenta corriente objetivo hallada con la identidad contable del ingreso nacional (S-I), con la cuenta corriente estructural que modela las exportaciones netas.

Cuando la cuenta corriente estructural determinada en la sección A, difiere del equilibrio de mediano plazo obtenido con la identidad de ahorro inversión, entonces es necesario que el tipo de cambio real u otras variables (incluyendo las de política) cambien sus niveles presentes para ser consistentes con el equilibrio de mediano plazo. Si asumimos que todas las demás variables permanecen constantes, entonces se obtendría el tipo de cambio real de equilibrio.

En el siguiente gráfico se puede apreciar el tipo de cambio real de equilibrio y el observado. A partir del tercer trimestre de 1997 la senda del tipo de cambio real de equilibrio revirtió sus tendencia asociado a los cambios mundiales que se produjeron por las crisis asiática, rusa, brasileña y argentina.

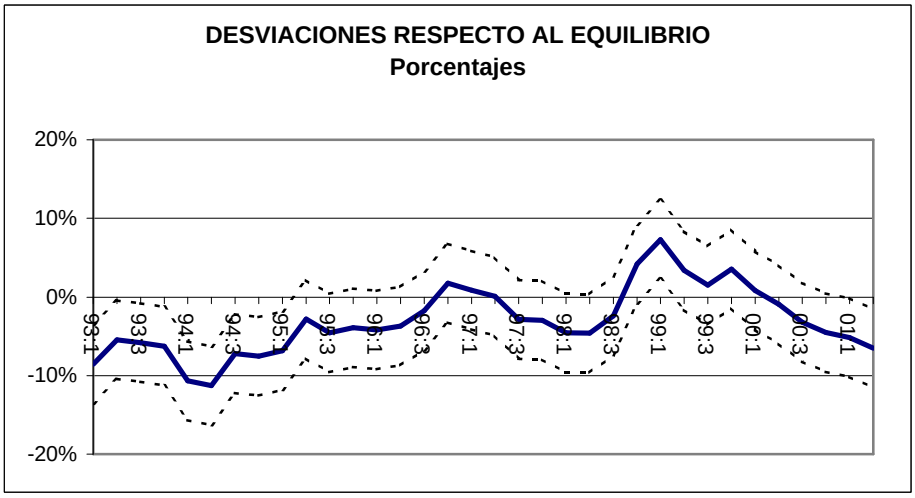
Gráfico 4



En agosto de 1990 se inició una política de estabilización con un ancla monetaria, basada en criterios de mercado y manteniendo una fuerte disciplina fiscal. Asimismo, se aplicó una política de liberalización que redujo el numero de tasas arancelarias a 3 en agosto de 1990 y posteriormente a 2 niveles (15 y 25 por ciento) en marzo de 1991. También se implementaron una serie de reformas estructurales como la liberalización del mercado de capitales, flexibilización del mercado de trabajo y de tierras, establecimiento de incentivos para la inversión nacional y extranjera y la renegociación de la deuda externa peruana.

Estos hechos condujeron a que el tipo de cambio real se apreciara durante el primer quinquenio del gobierno de Fujimori y se mantuviera atrasado respecto al nivel de equilibrio. Los desalineamientos se aprecian en el gráfico 5.

Gráfico 5



Es a partir del tercer trimestre de 1998 cuando se aprecia un fuerte adelanto cambiario producto del menor acceso a capitales asociado a la crisis financiera mundial. En el cuadro 13 se aprecian las brechas.

Cuadro 13

DESVIACIONES RESPECTO AL EQUILIBRIO

En porcentajes

Año	Brecha	Año	Brecha
1993	-6,5	1998	-1,8
1994	-9,2	1999	4,2
1995	-4,5	2000	-1,2
1996	-2,0	2001 *	-6,2
1997	-1,0		

* Datos al primer semestre del 2001

3.3. Análisis Comparativo

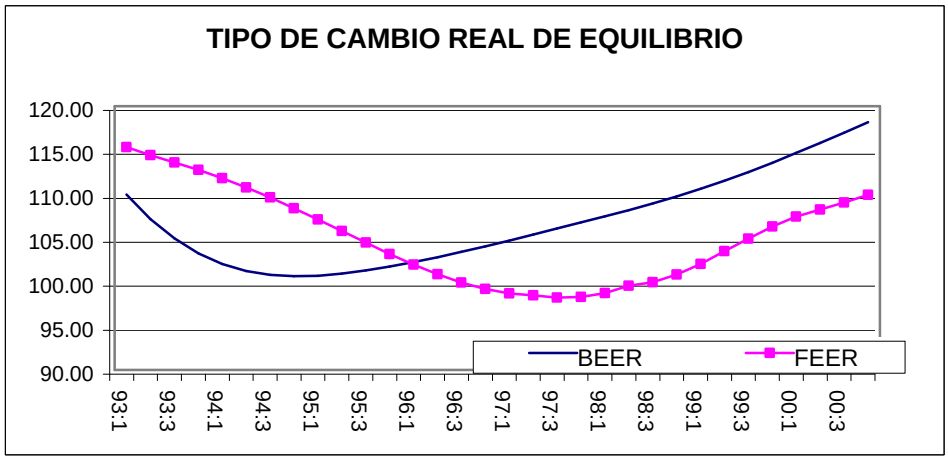
Es útil comparar los resultados obtenidos del BEER y del FEER porque se pueden obtener conclusiones más robustas sobre la tendencia y la magnitud del desalineamiento. El cuadro 14 resume los resultados obtenidos para el tipo de cambio real de equilibrio utilizando ambos enfoques. Se puede apreciar que ambos métodos muestran que el tipo de cambio real estuvo sobrevaluado desde 1993 en el caso del FEER (excepto en 1999) y desde 1994 en el caso del BEER. Cabe destacar que el BEER muestra una disminución de la brecha en 1999 a 3,2 por ciento, luego de que esta se incrementara hasta 10,9 por ciento en 1998. Por su parte el FEER muestra la misma tendencia con la diferencia que registra una subvaluación de 3,9 por ciento en 1999.

Cuadro 14

	Brecha		Tipo de cambio de equilibrio		Tipo de cambio
	BEER	FEER	BEER	FEER	observado
1993	0,3	-6,5	1,98	2,12	1,99
1994	-1,2	-9,2	2,22	2,40	2,20
1995	-0,8	-4,5	2,27	2,36	2,26
1996	-4,7	-2,0	2,57	2,50	2,45
1997	-8,5	-1,0	2,89	2,69	2,66
1998	-10,9	-1,8	3,25	2,98	2,93
1999	-3,2	4,2	3,49	3,24	3,38
2000	-8,5	-1,2	3,78	3,53	3,49

Asimismo, se observa que ambos métodos registran para el año 2000 un incremento en la sobrevaluación cambiaria. En el siguiente gráfico se aprecia que ambos enfoques muestran una depreciación del tipo de cambio real de equilibrio en los últimos años aunque a tasas diferentes.

Gráfico 6



3.4. Apuntes sobre la sostenibilidad de la cuenta corriente

La metodología aplicada para estimar la cuenta corriente objetivo en base a la brecha ahorro-inversión no incorpora explícitamente el concepto de sostenibilidad, lo que podría ser una limitación importante a tomarse en cuenta. De hecho, si bien es posible asumir que los países desarrollados no están sujetos a restricciones de financiamiento internacional (más aún, en muchos casos se trata de economías con desahorro externo), este supuesto no sería muy realista en el caso de economías emergentes que a menudo se ven expuestas a cortes repentinos en los influjos de capitales del exterior.

El concepto de sostenibilidad ha sido tratado en la literatura desde dos puntos de vista complementarios[4]. El primero, conocido también como de solvencia, pone énfasis en la capacidad de una economía con déficit en cuenta corriente para honrar su deuda externa en el futuro, dada la evolución de sus fundamentos de largo plazo.

El segundo enfoque, está referido más bien a la sostenibilidad de los flujos de capitales. Así en una economía que incurra óptimamente a un financiamiento externo de su exceso de gasto sobre producto, y este exceso sea consistente con los fundamentos de largo plazo, existe la posibilidad de que en algún momento la economía tenga que ajustarse abruptamente (y usualmente con significativos costos reales) ante la aparición de restricciones de liquidez internacional. Tales restricciones pueden aparecer, por ejemplo, cuando los grandes inversionistas internacionales deciden óptimamente diversificar su portafolio ante la aparición de nuevas posibilidades de inversión, pero a costa del acceso a financiamiento de algunas economías. Otro ejemplo se da cuando, por razones políticas, se incrementa el riesgo de que la economía en cuestión decida no pagar sus deudas en el futuro. Este segundo enfoque, sin embargo, está fuera del alcance del presente trabajo.

Volviendo al tema de la solvencia externa de una economía, existen diferentes metodologías para su tratamiento en términos empíricos. Dado el carácter preliminar de la presente investigación, nos limitaremos a comparar los resultados presentados previamente para la cuenta corriente objetivo, con valores sostenibles obtenidos a partir de un análisis bastante simplificado del problema. La idea es simplemente brindar una primera pista acerca de la consistencia de la cuenta corriente objetivo estimada, quedando pendiente un análisis más riguroso con base a algún modelo de optimización intertemporal[5].

El análisis usado en la presente sección se basa en la siguiente definición de la cuenta corriente de la balanza de pagos:

$$CC_t = AEN_t - AEN_{t-1} \qquad (1)$$

[4] Milessi-Ferreti y Razin (1995).
[5] Existen aproximaciones empíricas para el caso peruano. Ver Calderón (1995) y Arena y Tuesta (1998).

donde CC es la cuenta corriente y AEN es el saldo de activos externos netos de la economía en referencia como un todo. La identidad (1) establece que la cuenta corriente es igual al cambio en la posición acreedora (o deudora) de un país. Reformulando (1) para el caso de una economía con posición deudora neta y déficit en cuenta corriente:

$$DCC_t = PEN_t - PEN_{t-1} \qquad (1')$$

donde DCC es el déficit en cuenta corriente y PEN es el saldo de pasivos externos netos (medidos en moneda extranjera).

Definimos k como el cociente PEN a PBI:

$$k_t = PEN_t/(P_tY_t/E_t) \qquad (2)$$

donde P es el deflactor del PBI, Y es el producto real y E es el tipo de cambio nominal. El criterio de sostenibilidad más simple que se puede plantear es que k sea una constante en el tiempo. Por lo tanto, aplicando diferenciales logarítmicos en (2):

$$\Delta PEN_t/PEN_t = \Delta P_t/P_t + \Delta Y_t/Y_t - \Delta E_t/E_t \qquad (3)$$

Reemplazando (1') en (3):

$$DCC_t / PEN_t = \Delta Y_t/Y_t + (\Delta E_t/E_t - \Delta P_t/P_t) \qquad (4)$$

de donde:

$$DCC_t/(P_tY_t/E_t) = [\, g_t - (e_t - \pi_t)] \, k \qquad (5)$$

donde: g es la tasa de crecimiento del producto, e es la tasa de depreciación nominal y π es la tasa de inflación. La ecuación (5) establece que si se plantea como condición de sostenibilidad que k (la razón pasivos externos netos a producto) sea constante, el coeficiente cuenta a corriente a producto debe ser igual a una proporción de k determinada por el exceso de la tasa de crecimiento del producto (g) sobre la variación del tipo de cambio expresado en términos de bienes domésticos (e-.π).

Si tomamos en cuenta que el concepto de sostenibilidad corresponde al largo plazo, es necesario interpretar g, e y π como parámetros de largo plazo. En ese sentido, g puede ser definido como la tasa de crecimiento del producto potencial. Asimismo, π puede entenderse como la tasa de inflación subyacente[6].

El problema conceptual pendiente consiste en determinar una tasa de depreciación nominal de largo plazo consistente con la ecuación (5). La manera más sencilla de saltar el problema consistiría en asumir que se cumple la paridad de poder de compra. De esa forma la ecuación (5) podría ser reformulada:

$$DCC_t/(P_tY_t/E_t) = [\, g - \pi^*] \, k \qquad (5')$$

donde π^* es la tasa de inflación externa. El problema de la ecuación (5') es que no consistente con la idea plasmada a lo largo del trabajo por la cual la paridad del poder de compra no se cumple en el caso peruano.

Una estrategia alternativa consiste en utilizar el tipo de cambio real de equilibrio BEER estimado previamente. Aunque ya hemos visto que este tipo de cambio real de equilibrio es diferente al que resulta de la estimación del FEER (basado en parte en la cuenta corriente objetivo estimada), su uso en esta parte podría ser conveniente para efectos de analizar la consistencia de la cuenta corriente objetivo estimada.

En el siguiente cuadro se muestran los resultados de cálculos alternativos para la cuenta corriente sostenible de acuerdo al criterio establecido de mantener k constante.

[6] Aunque por consistencia conceptual debiéramos interpretar π como la tasa de variación del deflactor del producto, por simplificación usaremos el concepto de IPC para efectos de estimar la inflación subyacente.

Cuadro 15

Cuenta Corriente Sostenible
Perú: 1991-2000

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Pasivos externos netos (% PBI)	59,5	59,0	65,0	56,7	53,3	51,4	41,1	45,7	50,4	49,1
Déficit Cuenta corriente objetivo (% PBI)	6,2	5,5	5,7	4,8	4,4	4,5	4,3	4,3	4,5	4,0
Crecimiento PBI potencial (%)	-1,3	1,4	-1,6	5,9	4,2	0,4	5,1	-4,5	-0,1	2,5
Inflación externa (%)	5,0	5,7	2,0	5,3	8,6	0,6	-1,1	-1,9	-0,7	-0,6
Crecimiento TCR BEER (%)	-20,6	-18,0	-11,7	-4,8	0,0	1,9	2,5	2,7	3,2	3,9
Déficit Cuenta corriente sostenible (% PBI) según PPC	**-3,7**	**-2,6**	**-2,3**	**0,4**	**-2,3**	**-0,1**	**2,6**	**-1,2**	**0,3**	**1,5**
Déficit Cuenta corriente sostenible (% PBI) según TCR BEER	**14,4**	**14,8**	**7,8**	**9,1**	**6,8**	**-0,5**	**0,6**	**-4,1**	**-2,0**	**-1,0**

Sin embargo, cabe mencionar que el dato disponible de pasivos externos netos no es directamente compatible con la ecuación (1') por problemas de medición; es decir, no se cumple necesariamente que la variación de dicho saldo es igual a la cuenta corriente de la balanza de pagos. En todo caso, el presente análisis debe tomarse con carácter exploratorio en vista de las limitaciones de la información.

El cuadro anterior muestra distintos valores para la cuenta corriente sostenible dependiendo del criterio adoptado con respecto al tipo de cambio real de equilibrio. Mientras que la cuenta corriente sostenible asociada a la PPC muestra valores bastante exigentes para todo el periodo, la cuenta corriente asociada al BEER es consistente con mayores déficit en los primeros años de la década de los 90. Este resultado es consistente con el hecho de que el dato asociado a la PPC no toma en cuenta la apreciación del tipo de cambio real de equilibrio en esos años que sí muestra el BEER. De acuerdo al valor obtenido en base a este último indicador, los altos déficit de la cuenta corriente objetivo hasta el año 1995 fueron perfectamente sostenibles.

Los resultados cambian hacia la segunda mitad de la década pasada. Ambos indicadores señalan que el déficit de la cuenta corriente objetivo habría estado significativamente por encima de los valores sostenibles (incluso el valor asociado al BEER exigiría superávit en los últimos años). Este último resultado es consistente con el significativo desalineamiento del tipo de cambio real estimado según el BEER para los últimos años de los 90, y en cierta forma cuestiona los valores obtenidos para la cuenta corriente objetivo en dichos años.

Sin embargo, la metodología aplicada para el presente análisis de sostenibilidad es demasiado simple como para arrojar conclusiones definitivas con respecto a la plausibilidad de los valores obtenidos para la cuenta corriente objetivo. En particular, la estimación del BEER y del crecimiento potencial en base a valores permanentes de sus determinantes (obtenidos mediante el filtro de Hodrick-Prescott) están sujetos a errores de estimación. Asimismo, el criterio de sostenibilidad adoptado no está basado en un enfoque intertemporal, lo que constituye un punto adicional en la agenda de investigación pendiente.

4. Conclusiones

Ambos enfoques el BEER y el FEER buscan identificar los desalineamientos del tipo de cambio real. Para ello, se requiere identificar un nivel de tipo de cambio real sostenible, el cual se obtiene en la medida que los fundamentos económicos sean sostenibles. Sin embargo, ambas metodologías no identifican directamente qué valores de las variables son sostenibles Dichos valores se han aproximado con el filtro de Hodrick Prescott.

Otra diferencia entre el BEER y el FEER es que el primero no considera directamente los equilibrios interno y externo, mientras que el segundo se basa en la obtención del equilibrio externo y asume el equilibrio interno como dado.

Un resultado importante es la tendencia ascendente del tipo de cambio real de equilibrio a partir de 1998 con ambas metodologías. En el caso del FEER el quiebre se debe al ajuste comercial que se produjo a partir de la

segunda mitad de 1998 asociado a los efectos de la crisis financiera internacional. Con la metodología del BEER, por su parte, el cambio en la tendencia del tipo de cambio real aparece en 1995 como consecuencia, inicialmente por una reversión en los flujos de capital y posteriormente por la generación de déficit fiscales ante la caída de los ingresos del gobierno.

Asimismo, se observa que ambos métodos registran para el año 2000 una depreciación del tipo de cambio real de equilibrio. Sin embargo, mientras que el FEER estima un atraso cambiario para dicho año el BEER predice un adelanto cambiario. Esto se unifica en el 2001 donde al tercer trimestre ambas metodologías muestran un ligero atraso cambiario.

5. Bibliografía

Arena, M. y P. Tuesta (1997), «Fundamentos y Desalineamientos: el Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú», BCRP.

Arena, M. y Ferreyra J. (1997), «Devaluación, Precios Relativos y Flujos de Comercio. El caso peruano», XV Latin American Meeting of the Econometric Society..

Arena, M. y P. Tuesta (1998), «La Cuenta Corriente en el Perú: Una perspectiva a partir del enfoque de suavizamiento del consumo, 1960-1996», BCRP.

Calderón, C. (1995), «La Sostenibilidad de la Cuenta Corriente», XII Encuentro de Economistas, BCRP.

Calderón, C, J. Ferreyra y J. Illescas (1995), «Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú», XII Encuentro de Economistas, BCRP.

Clark P., y MacDonald R. (1998), «Exchange Rate and Economic Fundamentals: A Metodological Comparison of BEERs and FEERs», Working Paper 68/98, Fondo Monetario Internacional.

Devarajan, S. (1999), «Estimates of Real Exchange Rate Misalignment with a Simple General-Equilibrium Model», en Hinkle y Montiel, op. cit.

Froot, K. y K. Rogoff (1995), «Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates», en Grossman, G. y K. Rogoff, Handbook of International Economics, vol. III, Elsevier Science.

Edwards, S. (1989), «Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment», The MIT Press.

Edwards, S. Y M. Savastano (2000), «Exchange Rate in Emerging Economies: What do we Know? What do we need to Know?», en Krueger, A., ed., Economic Policy Reform: The Second Stage, University of Chicago Press.

Harberger, Arnold (1986), «Economic adjustment and real exchange rate», en Economic adjustment and exchange rates in development countries.

Hinkle, L. y P. Montiel (1999), «Exchange Rate Misalignment, Concepts and Measurement for Developing Countries», World Bank Research Publication, Oxford University Press.

Isard, P. y H. Faruqee, eds. (1998), «Exchange Rate Assesment, Extensions of the Macroeconomic Balance Approach», International Monetary Fund.

Montiel, P. (1999), «The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research», en Hickle y Montiel, op. cit.

Repetto, A. (1992), «Determinantes del Largo Plazo del Tipo de Cambio Real, Una Aplicación al Caso Chileno (1960-90)», Colección Estudios CIEPLAN, No. 36.

Wren-Lewis, S. y R. Driver (1998), «Real Exchange Rates for the Year 2000», Institute for International Economics.