



ENSAYOS

sobre política económica

Un examen empírico de la curva de Phillips en Colombia

Enrique López E.
Martha Misas A.

Revista ESPE, No. 34, Art. 02, Diciembre de
1998, Páginas 39-87



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Un examen empírico de la curva de Phillips en Colombia

*Enrique López E.
Martha Misas A.**



n este artículo se propone una reflexión empírica: examinar los resultados de la estimación y la capacidad de previsión de diferentes versiones de una curva de Phillips lineal para Colombia. Se hace, igualmente, una selección de los mejores modelos.

La estimación por mínimos cuadrados se hace sobre una forma uniecuacional que relaciona el incremento en precios con la brecha de producto (GAP). De esta última variable existen cuatro mediciones construidas con metodologías diferentes: Hodrick-Prescott, Método del lambda cambiante de Razzak, desviación con respecto a la tendencia de la utilización de capacidad instalada de la industria y VAR estructural de Blanchard y Quah.

A partir de la ecuación básica se van introduciendo diferentes alternativas para mejorar la estimación: dummies estacionales, precios de los bienes importados y tratamiento de valores extremos. Un aporte del documento es la introducción de probabilidades de estado en el modelo, extraídas de un ejercicio de switching sobre la serie de la inflación colombiana. La idea es que este tipo de variables mejore la información sobre expectativas de inflación que contiene el modelo.

La selección final de los mejores modelos se hace utilizando las metodologías de encompassing y de modelos anidados, que presentan indudables ventajas metodológicas sobre el llamado data mining, que se limita a la búsqueda de una mejor bondad de ajuste de los modelos.

* Investigadores de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República de Colombia. Se agradece a Hernando Vargas, Munir Jalil, Carlos Esteban Posada, Luis Eduardo Arango y a los asistentes al seminario de Fedesarrollo los comentarios a una versión previa de este documento. También, y muy especialmente las sugerencias de Luis Fernando Melo. Este trabajo ocupó el segundo puesto del Premio Internacional Manuel Noriega Morales, 1998-1999, del Banco Central de Guatemala.

I. INTRODUCCIÓN

La correcta comprensión de la relación entre la inflación y el desempleo es central para la conducción de la política monetaria. Ahora bien, en las discusiones sobre esa relación la curva de Phillips y la *NAIRU* (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) continúan ocupando un lugar central. Al parecer sigue siendo cierto, como afirma Solow (1976), que todo tiempo es bueno para reflexionar sobre la curva de Phillips¹, entendida esta como una ecuación simple que representa la relación entre la inflación y el producto. En ese sentido estamos convencidos de la utilidad analítica del concepto².

En nuestro caso, la reflexión que se propone es esencialmente empírica: examinar los resultados de la estimación y la capacidad de previsión de diferentes versiones de una curva de Phillips lineal para Colombia. En último término, este tipo de ejercicio debe contribuir a dar respuesta a los interrogantes acerca de la magnitud de la pérdida de producto que se presenta durante la desinflación de la economía.

Antes de entrar en materia, es prudente recordar que somos conscientes de los inconvenientes que genera la utilización de una sola ecuación para explicar la inflación. El principal inconveniente se encuentra en que las expectativas de inflación se consideran exógenas en este tipo de ejercicios, cosa que no sucede en un modelo macroeconómico completo. Consideramos, sin embargo, que este tipo de instrumento es complementario a los modelos completos, en particular, por las dificultades inherentes a la construcción de estos últimos.

Con el fin de abordar la problemática, el documento se organiza en seis secciones incluida esta introducción. La segunda sección enmarca brevemente las discusiones teóricas y empíricas más importantes que hoy se presentan sobre el tema de la curva de Phillips. En la sección siguiente se estima una versión sencilla de la curva de Phillips con diferentes medidas de la brecha de producto. Ante la persistencia de las dificultades en la estimación, aún a pesar de las diferentes brechas de producto utilizadas, se proponen varias alternativas que se exploran en la sección cuarta. La sección quinta sugiere una metodología de elección para escoger los mejores modelos. La última sección concluye.

¹ Citado por Whelan (1997).

² Una argumentación interesante al respecto es presentada por Stiglitz (1997).

II. ALGUNAS GENERALIDADES ACERCA DE LA CURVA DE PHILLIPS

Han pasado ya más de 35 años desde que Samuelson y Solow acuñaron el término curva de Phillips al referirse al trabajo de ese autor, y alrededor de 30 desde que Friedman planteó las bases analíticas del muy conocido y poco atractivo acrónimo *NAIRU*³.

Desde entonces se han sucedido diferentes episodios en la historia de estos conceptos. Como Lucas y Sargent (1978) lo plantean, la curva de Phillips naufraga en los años sesenta y comienzos de los setenta. Posteriormente, se desarrolla un modelo empírico conocido como el “modelo triangular” del proceso inflacionario que, en palabras de Gordon (1997), significa la resurrección de la curva de Phillips.

Hoy en día, a nuestro juicio, se dan dos discusiones principales en la literatura sobre curva de Phillips. Una primera vertiente se ha centrado en la discusión sobre la legitimidad de la curva de Phillips ampliada con expectativas, controvirtiendo la solidez del supuesto que normalmente se haga para derivarla. Se plantea como alternativa la construcción de una curva de salario. De otro lado, la preocupación se ha focalizado en el examen de la forma de la curva de Phillips de corto plazo, continuando con una vieja preocupación macroeconómica⁴.

A. CURVA DE PHILLIPS VERSUS CURVA DE SALARIOS. LA RELACIÓN DINÁMICA ENTRE SALARIOS Y DESEMPLEO

Uno de los elementos centrales del debate reciente sobre la curva de Phillips ha sido la especificación de la ecuación dinámica de salarios. Mientras que el trabajo original relacionaba la inflación salarial nominal con el desempleo, la derivación de la curva de Phillips aceleracionista de Friedman (1968) hace la tasa esperada del incremento del salario real una función de la tasa de desempleo⁵. Si los traba-

³ Hacemos referencia al concepto de la tasa natural utilizado posteriormente por Tobin para definir la *NAIRU*.

⁴ Una discusión importante es la planteada por Taylor J. (1996) “The inflation/output Variability Trade-off Revisited”. Este autor plantea que la disyuntiva importante es la que existe entre la variabilidad de la inflación y la del producto.

⁵ Hasta Friedman se aceptaba que una curva de Phillips estable era la mejor presentación concisa de la relación entre el desempleo y la inflación. Como se anota en el texto, Friedman introdujo una función de expectativas en la curva de Phillips, de manera tal que la tasa de inflación debía depender del desempleo y de las expectativas de inflación. Friedman mostraba que en su modelo, la tasa esperada de inflación predice la tasa de inflación solamente cuando el desempleo se mantiene en su valor de equilibrio, (la tasa natural).

adores negocian en términos de salarios reales, no hay sitio para una disyuntiva (“*trade-off*”) de largo plazo entre el desempleo y la inflación. Sin embargo, si las expectativas de inflación son adaptativas, sí existirá la disyuntiva en el corto plazo y el desempleo solo podrá ser mantenido por debajo de su tasa natural a expensas de una inflación creciente.

Veamos esto en detalle⁶. La premisa según la cual el crecimiento esperado de la tasa de salarios reales depende de la tasa de desempleo puede expresarse como:

$$(1) \quad w_t - p_t^e = w_{t-1} - p_{t-1} + g + \alpha - \beta u_t$$

Donde w y p son los logaritmos del nivel del salario y de los precios, respectivamente, u es la tasa de desempleo, α es una constante y g es la tasa de crecimiento de la productividad, que se asume constante.

El modelo supone que las expectativas de inflación son “*backward looking*”. En el caso más simple, se espera que la tasa de inflación del período iguale la tasa del período anterior ($p_t^e - p_{t-1} = p_{t-1} - p_{t-2}$), de esa forma se tiene:

$$(2) \quad \Delta w_t = \Delta p_{t-1} + g + \alpha - \beta u_t$$

Esta última ecuación se traslada a una curva de Phillips aceleracionista, con el supuesto de que el “*mark up*” de precios sobre el costo unitario del trabajo es constante.

$$(3) \quad p_t = \mu + w_t - x_t$$

Donde x_t es la productividad del trabajo. Esto da como resultado la curva de Phillips aceleracionista usual:

$$(4) \quad \Delta p_t = \Delta p_{t-1} + \alpha - \beta u_t$$

Con una *NAIRU* dada por $u^* = \frac{\alpha}{\beta}$, interpretada como una tasa de desempleo consistente con una inflación constante.

⁶ De acuerdo con Whelan (1997).

Para Blanchflower y Oswald (1994), el problema de este enfoque, usual en muchos modelos macroeconómicos, se encuentra en su punto de partida. De acuerdo con estos autores no es adecuado suponer que la tasa esperada del salario real de los individuos sea función de la tasa de desempleo. La alternativa es construir una curva de salario basada en regresiones de corte transversal entre regiones que capturen el comportamiento de los salarios y de la tasa de desempleo. De manera más precisa se tiene que las regiones indexadas con i , presentan una relación entre salarios y desempleo que tiene la siguiente forma:

$$(5) \quad \Delta w_i = \alpha_i + \Delta p_{t-1} - \lambda(w_{i,t-1} - p_{t-1} - x_{t-1}) - \beta u_{it} + \varepsilon_{it}$$

Esta ecuación plantea que la tasa de salarios de la región i es función de la inflación rezagada -supuestamente igual en todas las regiones-, del salario real ajustado por productividad y de la tasa de desempleo regional.

Blanchard y Katz (1997) defienden la curva de Phillips tradicional con el argumento de que los estimativos de Blanchflower y Oswald no son válidos. Para ellos la verdadera relación microeconómica se aproxima acertadamente con la relación descrita entre el cambio en los salarios reales y la tasa de desempleo.

Whelan (1997) va más allá. Su trabajo muestra que la especificación apropiada de la dinámica del salario real a nivel microeconómico no es importante para la macroeconomía de la inflación de precios y salarios. Lo realmente importante es el supuesto que se establece acerca del comportamiento del *mark-up*. Si se asume que este último es constante, la especificación microeconómica no tiene implicaciones sobre las series macroeconómicas de precios o salario. De otro lado, el uso de un supuesto alternativo de un *mark up* pro-cíclico muestra un ajuste superior a los datos, que el observado en el caso de margen constante.

B. LINEARIDAD Y ASIMETRÍA DE LA CURVA DE PHILLIPS

El tema de la forma de la curva de Phillips ha merecido nuevamente una atención creciente. En general, la forma favorecida por los investigadores es la lineal, con una pendiente que es siempre la misma. Este tratamiento es visto como una simplificación ante la ausencia de datos necesarios para estimar adecuadamente cualquier tipo de no linealidad. Recientemente, con la posibilidad de trabajar con series más largas de datos, el escrutinio sobre la no-linealidad de la curva de Phillips, insinuada por la teoría, se ha hecho más intenso.

En la literatura teórica se ha observado una preocupación acerca de las asimetrías que pueden presentarse en la relación de corto plazo entre el producto y la inflación o por la variación en el tiempo de una relación, otras veces, lineal. La presencia de la asimetría responde a las condiciones macroeconómicas y los modelos más importantes dan un énfasis diferente a cada una de ellas.

El Gráfico 1 tomado de Dupasquier et al. (1998) resume claramente la discusión. En los gráficos se relaciona la inflación con el producto y se considera que la interpretación de esta relación es equivalente a la de la relación entre desempleo e inflación⁷. El modelo tradicional de curva de Phillips aceleracionista muestra una relación lineal entre producto e inflación. En los otros modelos se constata la presencia de asimetrías en la relación entre producto e inflación o de cambios en el tiempo de una relación que en otro momento era lineal.

El segundo modelo considerado, denominado de *capacidad restringida*, supone que algunas firmas encuentran dificultades para incrementar su capacidad de producción en el corto plazo. Si una economía experimenta una vigorosa demanda agregada, el impacto en precios será cada vez mayor a medida que cada vez más firmas luchan con sus restricciones de capacidad. El modelo implica que la inflación se vuelva cada vez más sensible al exceso de demanda. En este contexto la curva de Phillips tiene una forma convexa como se observa en el gráfico. En este caso, si se presenta un exceso de demanda, su impacto en inflación será más grande que la reducción que se daría si se presentara un exceso de oferta.

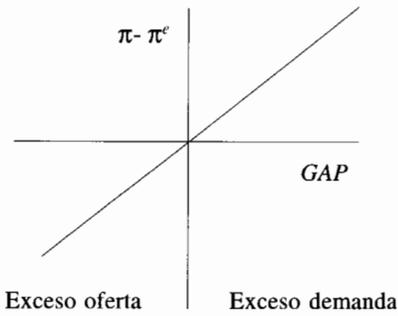
Se presenta también la representación gráfica del modelo de *extracción de señales* (*misperception model*) asociado al nombre de Lucas. En este modelo los agentes encuentran dificultades para distinguir entre choques agregados y de precios relativos, dado que los choques no pueden ser observados directamente sino inferidos del comportamiento de los precios individuales. Las decisiones de producto están basadas en los movimientos estimados de los precios relativos. Lo importante al determinar la relación estadística entre precios e inflación es la magnitud del ruido en la señal de precios. Si los precios agregados son muy volátiles, poco puede inferirse acerca del comportamiento de los choques de precios relativos. En esas condiciones la variación de los precios individuales será atribuida a choque de precios agregados. Bajo esas circunstancias el producto responderá menos a los choques de demanda agregada si la volatilidad de precios es alta que si ella es baja.

⁷ La ley de Okun plantea que la brecha de desempleo y la de producto están estrechamente relacionadas. La ecuación de la ley de Okun relaciona el GAP de desempleo con los valores corrientes y rezagados del logaritmo de la razón entre el PIB real actual y el natural.

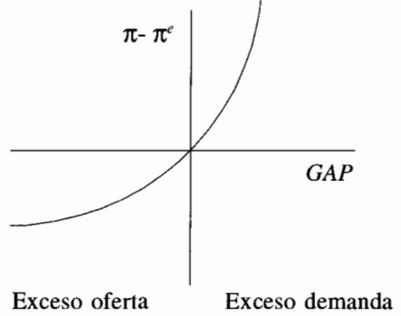
Gráfico 1

Diferentes tipos de relación producto e inflación

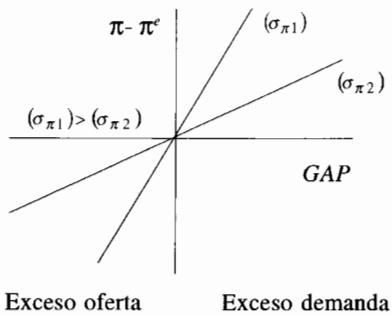
1. Modelo lineal



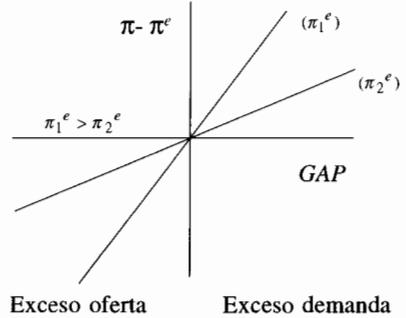
2. Capacidad restringida



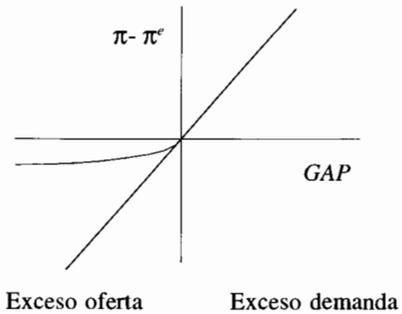
3. Extracción de señales



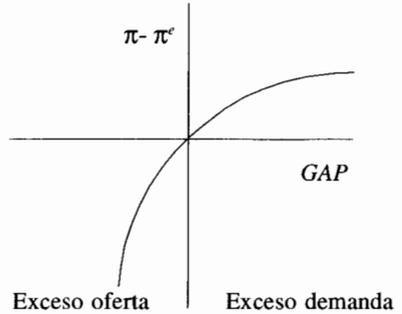
4. Ajuste costoso



5. Rigidez salarial nominal a la baja



6. Monopolista competitivo



En este caso, y solo en este, la curva de Phillips puede ser lineal con pendiente que varía positivamente con la volatilidad de la inflación.

Un cuarto modelo, es el de *ajuste costoso* (*costly adjustment model*), implica una relación entre el producto y la inflación que varía con el nivel de esta última. En presencia de costos de menú, no todas las firmas cambian sus precios en respuesta a un choque particular de demanda. En este caso, en el gráfico pueden darse dos líneas diferentes de acuerdo con la frecuencia y talla de los ajustes de precios que realicen las firmas.

En el modelo de ajuste costoso, el impacto del *GAP* de producto sobre la desviación entre inflación actual y esperada depende del nivel promedio de la inflación. En este caso, las autoridades monetarias pueden encontrar mucho más difícil alcanzar una reducción de la inflación si esta ya es baja que si es alta. Ello significa que los beneficios de reducir la inflación tienen que ser suficientemente grandes para justificar una desinflación cuando la inflación ya es baja.

La representación gráfica del modelo de *rigidez salarial nominal a la baja* (*downward nominal wage rigidity model*), recoge la idea según la cual los trabajadores son más reacios a aceptar una caída de su salario nominal que en su salario real, debido a la presencia de ilusión monetaria o factores institucionales o de comportamiento. Si se tiene un entorno de baja inflación los salarios relativos se podrían ajustar lentamente llevando a ineficiencias en la asignación de recursos. La forma de la curva de Phillips se puede ver afectada por asimetrías con respecto al *GAP* de producto, originadas en la rigidez salarial a la baja cuando hay exceso de oferta y baja inflación.

El modelo de *comportamiento monopolista competitivo* se refiere al comportamiento estratégico de las firmas, en cuanto a fijación de precios en mercados monopolistas u oligopolistas. Stiglitz (1986) y Fisher (1989) han presentado excelentes revisiones analíticas de los modelos que pueden generar rigideces salariales. Los productores bajan sus precios rápidamente antes de que sus competidores lo hagan. Por el contrario, no los subirán de la misma manera, cuando ello sea factible, buscando dejar por fuera a la competencia. Este tipo de modelo sería compatible con una curva de Phillips cóncava en el corto plazo, como se observa en el Gráfico 6. Recientemente, Akerlof, Dickens y Perry (1996) proponen un modelo en que la rigidez de los salarios a la baja llevan a una disyuntiva de largo plazo entre la inflación y el producto. El Gráfico 5 presenta la relación producto-inflación para aquellos modelos que especifican una disyuntiva de corto plazo dentro de esta perspectiva teórica.

C. DESARROLLO EMPÍRICO

La evidencia empírica acerca de la naturaleza de la disyuntiva de corto plazo entre producto e inflación ha seguido diferentes direcciones. Gordon (1997) muestra cómo, después de 1970, la relación simple de Phillips fue corregida con la incorporación de los choques de oferta y de una disyuntiva de largo plazo igual a cero. De esa forma, se configura un modelo llamado triangular o triángulo en el que la inflación tiene tres determinantes básicos: inercia, demanda y oferta. Un ejemplo de una ecuación típica sería la siguiente:

$$(6) \quad \Delta p_t = a(L)\Delta p_{t-1} + b(L)D_t + c(L)z_t + e_t$$

Donde la variable dependiente es la tasa de inflación p_t , la inercia es provista por la tasa de inflación rezagada. D_t es un índice de exceso de demanda, z_t es un vector de variables de choques de oferta y e_t es el error serial. La incorporación de los choques de oferta buscaba corregir la extraña relación que se presentaba entre inflación y desempleo, como consecuencia de un problema de variables omitidas.

Hay que hacer varias reflexiones sobre esta forma funcional. En un primer momento, dentro de las variables que se proponían como *proxies* de la demanda se encontraba la brecha de desempleo. Posteriormente, utilizando la ley de Okun, se empezó a utilizar el *GAP* de producto para capturar los excesos de demanda. Dado que la inflación depende no solo del cambio sino del nivel de la variable demanda, la incorporación del *GAP* con sus rezagos permite, en teoría, capturar estos efectos.

De otro lado, la incorporación de los choques de oferta lleva implícita una concepción particular de la *NAIRU*. El enfoque convencional de esta última la representa como una tasa de desempleo consistente con una inflación estable en ausencia de choques de oferta. La introducción de los choques de oferta permite aislar su efecto y un cálculo más adecuado de la *NAIRU*, sin que ésta registre bruscas oscilaciones a medida que aquellos se presenten y desaparezcan.

La omisión de las expectativas de precios en la forma triangular es deliberada. Esto se explica por el avance en la discusión sobre la formación de expectativas, que permitió justificar la compatibilidad de las inercias en los precios no solo con las expectativas adaptativas, sino también con las racionales. Es claro, sin embargo, que el ajuste de los precios y el ajuste de las expectativas sean diferentes, puede ser necesario introducir información sobre este aspecto.

Otra dirección de la investigación empírica se ha dado hacia la comprensión de las no linealidades en la curva de Phillips usando datos de uno o varios países. Recientemente, la preocupación se ha desplazado hacia la determinación del tipo de no-linealidad de acuerdo con las cinco posibilidades teóricas presentadas antes (Dupasquier y Ricketts, 1998). Este prometedor enfoque permite distinguir entre las no-linealidades, aspecto que resulta de singular importancia dadas las diferentes implicaciones que ello tiene para la política monetaria.

III. EL CASO COLOMBIANO

La discusión anterior podría llevar al lector desprevenido a imaginar la necesidad de estimar una curva de Phillips no lineal, en la cual pueden precisarse las fuentes de la asimetría. En realidad, la estrategia seleccionada en esta sección es más cuidadosa. Antes de tomar esa dirección se considera que es necesario explorar la habilidad de un modelo simple lineal para capturar la relación entre producto e inflación.

Utilizar un modelo de esas características para, por ejemplo, proyectar la inflación, cuando en realidad esta variable es generada por un modelo no lineal, puede llevar a errores sistemáticos en las proyecciones de esta variable. Pero puede existir también la posibilidad de que esos errores sistemáticos provengan de otras fuentes, como mala especificación del modelo, errores de medida de las variables, tratamiento de la estacionalidad o la omisión de variables adecuadas de expectativas de inflación. Todas las posibilidades que se exploran en esta sección.

A. ESTIMACIÓN DE LA CURVA DE PHILLIPS BÁSICA

En esta sección nos concentramos en la evaluación de las estimaciones realizadas con una curva de Phillips de la tasa de variación trimestral del índice colombiano de precios al consumidor. La curva de Phillips con que se trabaja en primera instancia, toma la forma de un modelo tradicional que captura los choques de demanda a partir de la incorporación de un *GAP* de producto. A su vez, esta primera especificación permite plantear la discusión sobre la construcción de esa variable *GAP*. En este caso la ecuación estimada presenta la siguiente forma, en el espíritu del trabajo de Fillion y Leonard (1997):

$$(7) \quad \pi_t = c_0 + \sum_{i=1}^K \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^P \beta_j \text{GAP}_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde π_t representa la tasa de crecimiento trimestral anualizada de la *IPC*. En este caso, la curva de Phillips se caracteriza por la presencia de un proceso autorregresivo que busca capturar la persistencia de la tasa de inflación. Esta persistencia se puede explicar por la presencia de diversos factores como los rezagos de ajuste y las expectativas de inflación basadas sobre información pasada.

La variable *GAP* representa la diferencia entre la producción observada y la producción potencial. La producción observada corresponde al producto interno bruto trimestral en precios constantes, mientras que el producto potencial se refiere a una de las medidas definidas en la siguiente sección.

B. LAS DIFERENTES MEDIDAS DE LA BRECHA (GAP) DEL PRODUCTO

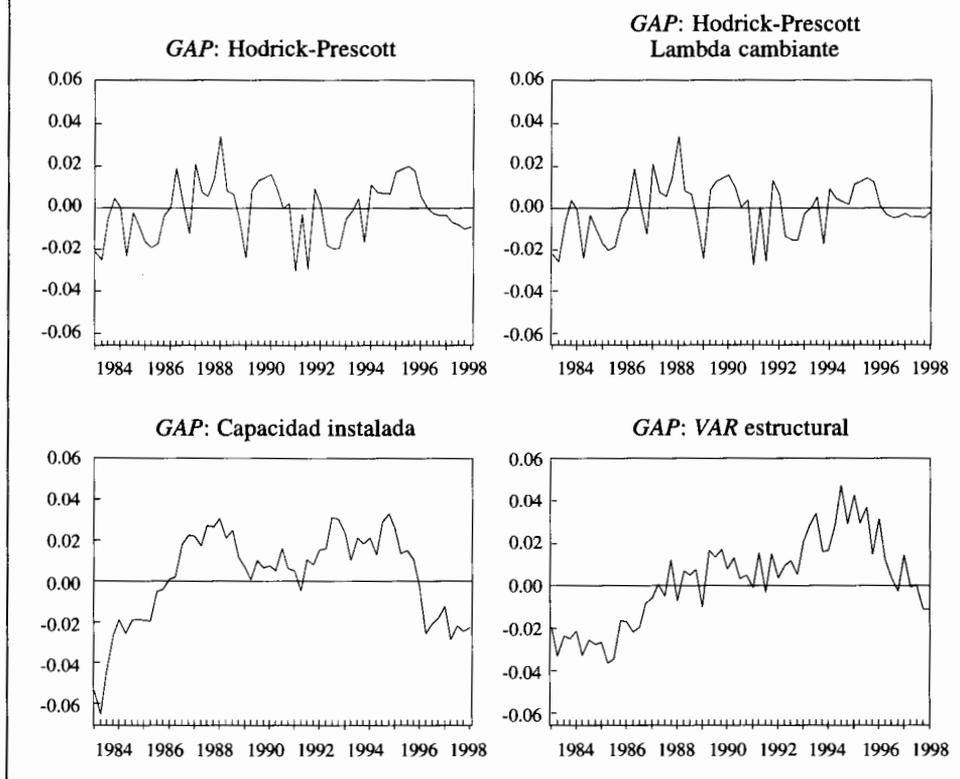
En este acápite se presentan las mediciones que de la variable *GAP* o brecha del producto, existen para la economía colombiana. La razón de ser de tener en cuenta varias posibilidades para una misma variable, se encuentra en que el *GAP* no puede ser medido fácilmente, como lo demuestra el intenso trabajo que en Colombia se ha dado recientemente en esta área. Su medición puede hacerse utilizando diferentes conjuntos de supuestos combinados con diversas técnicas econométricas.

El *GAP* va a ser definido como la medida cíclica de la diferencia entre el nivel de producción observado y el nivel tendencial. Algunos autores piensan que la brecha de producto puede ser entendida, de manera más precisa, como el componente del producto que está asociado con cambios en la inflación (St-Amant y Van Norden, 1997)⁸.

En todo caso, el producto potencial utilizado para valorar el *GAP* no es observable y debe ser estimado. En el caso en que el producto se suponga $I(1)$, lo cual no es muy difícil de probar, la consecuencia es que el nivel de producto ante choques permanentes no tendrá una tendencia determinística a la cual el producto deba revertir. La descomposición de series con estas características puede hacerse de muchas formas. En el trabajo se formulan cuatro alternativas de estimación para construir el producto potencial y la brecha del producto y cuyos resultados resume el Gráfico 2.

⁸ En otras palabras, se debe tener en cuenta la inflación esperada, para de esa forma definir el *GAP* con relación a los cambios esperados en la inflación.

Gráfico 2
Diferentes medidas del GAP del producto



En primera instancia se tiene una medida del *GAP* construido con el método univariado tradicional conocido como filtro de Hodrick-Prescott (*GAP HP*). El filtro es en esencia la solución de un problema de minimización de una suma de cuadrados como mecanismo para extraer los componentes de tendencia (g_t) y ciclo (c_t) de una serie (Anexo 1). El resultado es la selección del componente permanente (g_t) que minimice la variabilidad de su propia tasa de crecimiento. El problema de minimización puede ser expresado⁹:

$$(8) \quad \text{Min}_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

⁹ Una explicación más detallada de las diversas metodologías se encuentra en el Anexo 1.

En este problema λ es una constante arbitraria que refleja el costo de la inclusión de fluctuaciones alrededor de la tendencia. Mientras mayor sea el valor de dicho parámetro más suave será la serie solución.

Ante las críticas que se hacen a la metodología de Hodrick-Prescott, demasiado dependiente de un único parámetro subjetivo λ que desconoce como la tendencia de la serie puede verse afectada por los cambios en el componente permanente, se ha desarrollado una alternativa denominada del lambda cambiante, aplicada a los datos colombianos por Riascos y Melo (1997) y que corresponde a la segunda brecha utilizada en el trabajo (*HP- λ C*).

La tercera brecha o variable *CI* se define como la desviación con relación a la media, de la tasa de utilización de las capacidades de producción de las industrias productoras de bienes calculada trimestralmente por Fedesarrollo.

Finalmente, se presenta la brecha construida a partir de la serie de *PIB* potencial elaborada con base en la metodología *VAR* estructural de Blanchard y Quah (1989), aplicada a los datos colombianos por Misas y López (1998). Se supone que una variable, en este caso el producto, puede estar afectada por más de un tipo de perturbación, por ello, se explota la información de otras variables macroeconómicas, en este caso la tasa de desempleo. En el sistema existen dos tipos de perturbaciones, cada una no correlacionada con la otra y ninguna con efecto de largo plazo sobre el desempleo. Se supone que el primer tipo de perturbación tiene un efecto de largo plazo sobre el producto mientras que la segunda no.

Un ejercicio adicional se lleva a cabo a través del filtro de Kalman, el cual es un algoritmo iterativo que puede utilizarse para solucionar modelos expresados en la forma estado-espacio. Su utilidad se encuentra en que permite estimar uno o varios componentes no observados, asociados con una o más variables. En el caso del *PIB* el filtro permite la estimación del producto potencial como componente no observado (*GAP* Kalman). Es de señalar que el producto potencial obtenido a través del filtro de Kalman se descarta por su falta de significado económico (Anexo 2).

El Gráfico 3 resume en una sola escala las variables utilizadas. Se observa que en general las diferentes medidas de la brecha comparten numerosas características comunes, pero hay también diferencias notables entre ellas. Las dos versiones de *GAP* construidas con Hodrick-Prescott (*HP*) difieren específicamente desde 1994, pero antes de ese momento son medidas idénticas. La medida con capacidad instalada y la de *VAR* estructural muestran similitudes en cuanto definen dos regímenes muy bien determinados uno de exceso de demanda y otro de exceso de oferta, que

tienen un claro sustento histórico. Se insinúa un tercero, exceso de oferta, al final de la serie. Estas últimas medidas son muy diferentes de las construidas con el filtro de Hodrick-Prescott.

Si bien todas las mediciones coinciden en mostrar la desaceleración reciente de la economía colombiana, que coloca al *PIB* observado por debajo del potencial, las diferencias en el grado de persistencia del exceso de oferta son considerables. Como se observa para el caso de la variable capacidad instalada este régimen comienza mucho más temprano (segundo trimestre de 1995), que en los otros casos.

De otro lado, el período de exceso de demanda de principios de la década de los noventa, se captura de manera diferente en las cuatro versiones de brecha del producto. En los *GAP HP* el exceso de demanda se da solamente del año 1994 a 1996, situación que parece no corresponder a los hechos. En ese último período coinciden notablemente el *GAP* de capacidad instalada y el *GAP VAR* estructural.

C. PRIMEROS RESULTADOS

Los Cuadros 1, y 1A (Anexo 3) muestran los resultados obtenidos en la estimación de la curva de Phillips tradicional o básica (*CP1*) de acuerdo con la ecuación (7), descrita anteriormente¹⁰:

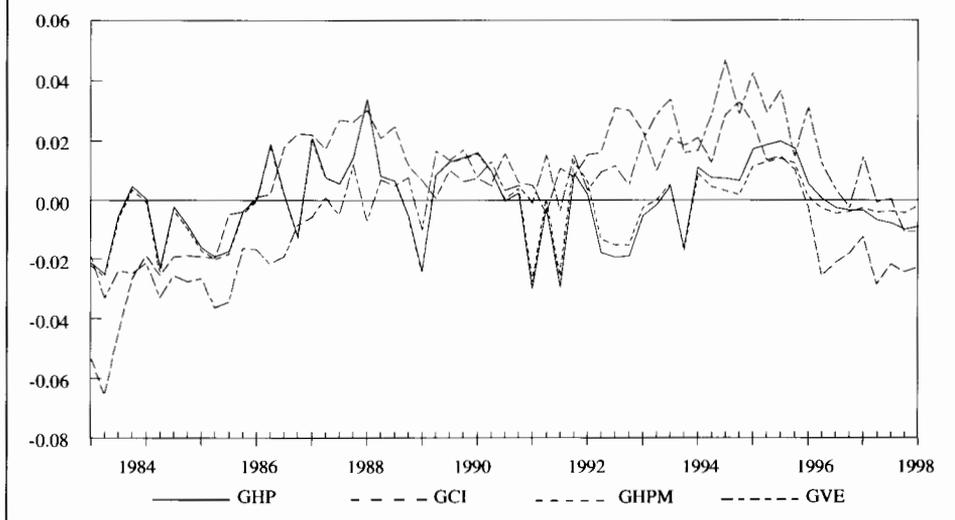
$$\pi_t = c_0 + \sum_{i=1}^K \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^P \beta_j \text{GAP}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{CP1})$$

Los diferentes modelos presentados en el Cuadro 1 se han construido sustituyendo la medida del *GAP* de acuerdo con la descripción planteada arriba. El Cuadro recoge los coeficientes α estimados para cada variable, así como las medidas del coeficiente de determinación (R^2 y R^2 ajustado) y las sumas de los residuales al cuadrado (*SSR*) obtenidas para los diferentes casos.

Es de señalar que en el Cuadro 1 del Anexo 3 no se colocan, como es usual, los estadísticos t entre paréntesis. La razón para ello está en que el diagnóstico de los residuales de los modelos permite aseverar que en todos los casos se ha violado el supuesto de normalidad, hecho que impide llevar a cabo cualquier tipo de inferen-

¹⁰ En los cuadros, se presentan los coeficientes asociados a las diferentes variables, de acuerdo con una notación matricial en la que α representa un vector de coeficientes.

Gráfico 3
Comportamiento conjunto de las diferentes medidas
del GAP del producto



cia estadística. Esto se constata al observar en el Cuadro 1A (Anexo 3) los *p-values* asociados a los tests de Jarque-Bera correspondientes a cada modelo.

Adicionalmente, en el Cuadro 1A se colocan los *p-values* asociados a las pruebas utilizadas para examinar autocorrelación serial (Ljung-Box) y presencia de heterocedasticidad (White). Como se observa, ningún modelo exhibe problemas de autocorrelación o de heterocedasticidad. En este caso, la ausencia de normalidad no permite llevar a cabo pruebas sobre forma funcional y sobre estructura ARCH en el error.

IV. VARIACIONES SOBRE LA CURVA DE PHILLIPS

La no-normalidad de los residuales que se dio en el modelo CP1 en las diferentes versiones de GAP, es un indicio de posibles problemas en la estimación de la curva de Phillips. Si no existe una distribución normal de los residuales, la principal consecuencia es la incapacidad para realizar inferencia estadística sobre el modelo. En esta sección se dan una serie de alternativas que buscan superar el problema. Se presentan propuestas puramente empíricas como la

introducción al modelo de variables dicótomas (*dummies*) para enfrentar el problema de la estacionalidad o el de valores atípicos. Se proponen también modelos que incorporan otras variables o que dan un tratamiento diferente a la problemática de las expectativas.

A. TRATAMIENTO DE LA ESTACIONALIDAD

Es de esperar, por la frecuencia trimestral de las series que se utilizan en los modelos de curva de Phillips, que un fenómeno que debe enfrentarse sea la presencia de patrones estacionales o, en otras palabras, de un movimiento oscilatorio regular.

Con el fin de considerar la estacionalidad en las series de tiempo se optó por incluir variables *dummies* estacionales centradas en todos los modelos. En el caso trimestral el método supone que la variable estación tiene cuatro categorías, los cuatro trimestres del año, requiriendo con esto el uso de tres variables dicótomas. El primer trimestre del año se considera como el trimestre base¹¹. El modelo CP2 que se estima es el siguiente:

$$(9) \quad \pi_t = c_0 + \sum_{i=1}^K \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^P \beta_j GAP_{t-j} + \lambda_2 D_{2t} + \lambda_3 D_{3t} + \lambda_4 D_{4t} + \varepsilon_t \quad (CPI 2)$$

donde:

$$D_2 = 0.75 \text{ para el segundo trimestre} \\ = -0.25 \text{ para los demás}$$

$$D_3 = 0.75 \text{ para el tercer trimestre} \\ = -0.25 \text{ para los demás}$$

$$D_4 = 0.75 \text{ para el cuarto trimestre} \\ = -0.25 \text{ para los demás}$$

Los resultados del Cuadro 2 (Anexo 3) muestran que en todos los casos las variables dicótomas estacionales son significativas y que la estructura autorregresiva de la inflación desaparece. Como resultado importante se tiene que la no-normali-

¹¹ Las influencias estacionales pueden afectar el término de intercepto. Dependiendo de la situación, el uso de las variables dicótomas puede no ser el procedimiento óptimo para desestacionalizar y puede ser necesario un procedimiento más extensivo. Judge et al. (1988) presentan una interesante discusión sobre este aspecto.

dad en los residuales se elimina como consecuencia de la estrategia seleccionada para enfrentar el problema de la estacionalidad, Cuadro 2A (Anexo 3).

Sin embargo, es de señalar que, como se observa en el Cuadro 2 (Anexo 3), el modelo con la variable brecha *CI* (capacidad instalada) es el único en el cual esta variable es significativa.

B. CURVA DE PHILLIPS CON PRECIOS DE BIENES IMPORTADOS

1. Los precios de los bienes importados

Como se afirma en la sección II, un aspecto muy importante que puede afectar la estimación de la curva de Phillips es la ausencia, en la especificación de la ecuación, de los choques de oferta. En esta parte del trabajo se considera la inclusión de los choques de oferta, para ello, se introducen en la especificación del modelo los cambios en los precios de los bienes importados. La derivación de esta nueva formulación parte de suponer que el nivel de precios de una pequeña economía abierta está dado por una media ponderada de los precios de los bienes y servicios producidos localmente y de los bienes y servicios importados:

$$(10) \quad P = \phi P^d + (1 - \phi)(P^f + S)$$

donde:

- P^d = bienes y servicios producidos localmente
- P^f = bienes y servicios producidos externamente
- S = tasa de cambio nominal
- ϕ = fracción comprendida entre 0 y 1

A su vez, la tasa de inflación de los precios se puede definir a partir de la diferenciación de la ecuación anterior,

$$(11) \quad \Delta P = \phi \Delta P^d + (1 - \phi)(\Delta P^f + \Delta S)$$

La tasa de inflación de los precios internos se define como una función de las expectativas de variación de los precios internos, de la brecha de producción y de un término de error:

$$(12) \quad \Delta P^d = \Delta P_{-1}^d + \beta YGAP + \epsilon$$

La ecuación (12) puede reemplazarse en la ecuación (11) y se obtiene:

$$(13) \quad \Delta P = \phi \Delta P_{-1}^d + \phi \beta YGAP + (1-\phi)(\Delta P^f + \Delta S) + \phi \varepsilon$$

La ecuación (11) se rezaga un período, lo cual da como resultado:

$$(14) \quad \Delta P_{-1} = \phi \Delta P_{-1}^d + (1-\phi)(\Delta P^f + \Delta S)_{-1}$$

Se resta ΔP_{-1} a ambos lados de la ecuación (13) y se utiliza la ecuación (14) para obtener la ecuación (15) que es la base de la curva de Phillips estimada en esta parte del trabajo.

$$(15) \quad \Delta P = \Delta P_{-1} + \phi \beta YGAP + (1-\phi)\Delta(\Delta P^f + \Delta S) + \phi \varepsilon$$

La ecuación (16) corresponde, en consecuencia, a la curva de Phillips ampliada con precios de importados (*CPI3*):

$$(16) \quad \pi_t = c_0 + \sum_{i=1}^K \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^P \beta_j GAP_{t,j} + \sum_{k=1}^M \delta_k DLPM_{t-k} + \eta_1 DU86_t + \varepsilon_t \quad (CPI3)$$

Aparece también una variable dicótoma (*DU86*) que toma el valor de 1 en el segundo trimestre de 1986 y de cero en los restantes trimestres. Esta observación corresponde a una inflación particularmente baja observada en ese momento. De acuerdo con la información histórica “al finalizar el mes de junio de 1986, el *IPC* registró una tasa de crecimiento anual de 13,5%, más baja que el 14,7% logrado durante igual período en 1978, año que mostró similares condiciones a las actuales, en cuanto a la presión externa sobre los medios de pago -originada en el incremento de los precios externos del café-, así como a la saludable evolución de la oferta agrícola”¹². Una característica adicional que se observa en ese período es la rápida reducción que presenta la inflación. En términos de variaciones porcentuales anuales se pasa de un crecimiento de 23,7% en el mes de febrero de ese año a 13,5% en junio.

¹² Véase la “Nota Editorial” de la Revista del Banco de la República, junio de 1986. Número 704.

Estas razones explican el comportamiento detectado en los residuales de los modelos en esa observación en particular. Por ese comportamiento atípico de la serie se tomó la decisión, recomendada en la teoría, de incluir la variable dicótoma mencionada. Adicionalmente, en la sección V supra, ya una vez seleccionados los mejores modelos, se realizaron pruebas de existencia de valores atípicos que confirmaron esta apreciación.

2. Resultados

En el Cuadro 3 (Anexo 3) se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (16) también definida como *CPI3*. Una primera observación es que la estructura de rezagos de la inflación no se modifica, a diferencia de lo observado en la sección anterior. Las dos nuevas variables son significativas en todos los modelos estimados y tienen los signos esperados. La variable dicótoma, en especial, resulta ser altamente significativa. También en este caso las medidas de bondad de ajuste continúan mejorando con relación a los estimativos anteriores.

El diagnóstico de residuales (Cuadro 3A, Anexo 3) permitiría seleccionar como mejor modelo, en esta etapa, aquel que considera el *GAP* construido bajo *VAR* estructural.

Como un paso adicional se decidió corregir la estacionalidad por el método de variables dicótomas. Se llega, de esa forma, a una curva de Phillips definida como *CPI4*. Los resultados (Cuadro 4, Anexo 3) muestran una disminución en la suma de residuales al cuadrado. Se observa, al igual que en el caso anterior, que el mejor modelo, de acuerdo con el diagnóstico sobre residuales, es aquel que incluye el *GAP* construido bajo *VAR* estructural.

C. CAMBIO DE RÉGIMEN

El trabajo de Fillion y Léonard (1997) ha sugerido una importante novedad en la estimación de la curva de Phillips para Canadá. Estos autores argumentan que el proceso de formación de expectativas de inflación puede haber cambiado en el tiempo. En la medida en que los cambios de régimen traducen la influencia de la política monetaria sobre el proceso de formación de expectativas de inflación, no es sorprendente constatar que las previsiones para períodos largos que no tengan en cuenta estos cambios, dejen mucho que desear.

En ese orden de ideas, en esta sección se integra el concepto de cambio de régimen a la curva de Phillips. El objetivo es identificar el momento en que los diferentes regímenes se presentan, así como la duración de los períodos de transición. En consecuencia, se introducen en las regresiones una serie de variables de probabili-

dad que buscan identificar los subperíodos donde el proceso auto-regresivo de la inflación ha podido ser diferente y caracterizar las fases de transición entre los subperíodos.

Las probabilidades de estado utilizadas en los modelos de regresión, se estiman a partir de la metodología “switching” de Hamilton (1994). La metodología permite caracterizar períodos en los cuales se ha producido un cambio en el proceso que sigue la inflación trimestral en Colombia (o cambios de régimen) durante el período comprendido entre 1980 y 1998.

Los cambios de régimen se incluyen en el modelo AR de Box-Jenkins a través de cadenas de Markov y distribuciones mixtas de probabilidad¹³. De esta forma, se combina el modelo de series de tiempo convencional con el concepto de Cadena de Markov, hecho que permite modelar la serie completa teniendo en cuenta el régimen correspondiente en cada momento del tiempo, ($s_t = j$; $j = 1, 2, \dots, n$; número de regímenes considerados). Las distribuciones mixtas permiten estimar conjuntamente los parámetros autorregresivos y las probabilidades de transición o de cambio de régimen. Dentro del procedimiento se estiman las probabilidades de estados, es decir, la probabilidad de estar en un estado específico en un momento dado del tiempo, o probabilidades filtradas, de acuerdo con la notación de Hamilton (1994):

$$(17) \quad P\{s_t = j \mid y_t; \Theta\}$$

Estas probabilidades se convierten en variables explicativas de los modelos de regresión ya presentados.

El modelo bajo la metodología *switching* considera cuatro rezagos y dos estados diferentes en sus medias y varianzas. El Cuadro 1 consigna los resultados de la estimación del modelo autorregresivo con cambios de régimen generados por un proceso markoviano de orden uno. El estado definido como estado 1 presenta mayor varianza y mayor nivel en la media que el estado definido como estado 2.

El Gráfico 4 presenta la inflación trimestral y sus correspondientes probabilidades filtradas o de estado¹⁴ (*PROBEST1* y *PROBEST2*)¹⁵. El primer régimen, definido

¹³ Una descripción detallada de la metodología se encuentra en Melo L. F. y M. Misas (1997).

¹⁴ Es importante mencionar que las probabilidades de estado (Metodología Hamilton, 1994) se estiman a través de un programa desarrollado conjuntamente con L. F. Melo (1997) bajo el módulo IML de SAS versión 6.12.

¹⁵ Es de señalar que algunos autores trabajan con las probabilidades suavizadas, las cuales podrían, en nuestro caso, arrojar también buenos resultados. Este hecho se revisará en un próximo trabajo.

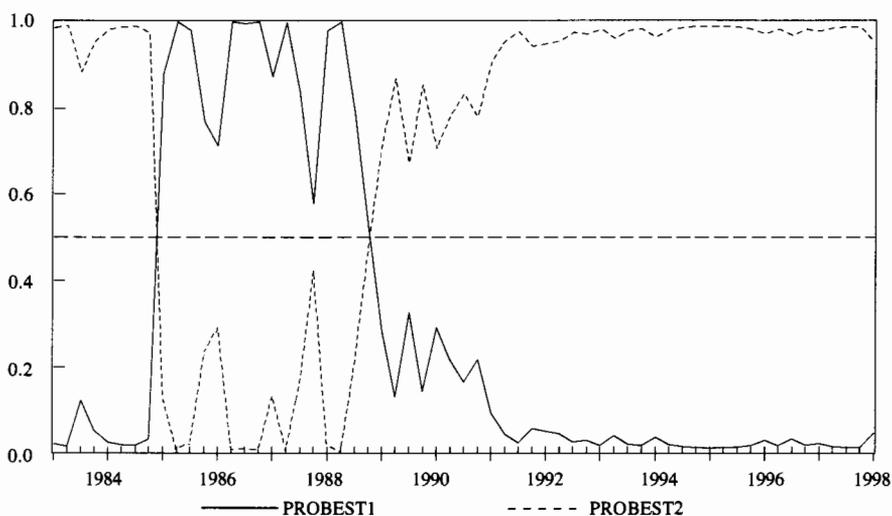
Cuadro 1

Estimación del modelo autorregresivo de la inflación trimestral con cambios de régimen

Coefficientes y probabilidades	Valor estimado	Error Estándar
μ_1	0.0525	0.01242
μ_2	0.0423	0.01072
$\Delta DLIPC_{t-1}$	0.0317	0.07585
$\Delta DLIPC_{t-2}$	-0.056	0.07910
$\Delta DLIPC_{t-3}$	0.0217	0.07619
$\Delta DLIPC_{t-4}$	0.7897	0.07825
STD_1	0.0278	0.00544
STD_2	0.0103	0.00104
P_{11}	0.9147	0.07380
P_{22}	0.9800	0.02114

Gráfico 4

Probabilidades de estado de la inflación en Colombia



por la probabilidad de que la inflación se encuentre en el estado 1 de mayor varianza y mayor media, aparece con claridad desde comienzos de 1985 hasta principios de 1989. Se observa que el período de transición entre los dos regímenes que se inicia en 1988 tiene una duración aproximada de dos años y medio. A partir de ese año el modelo asigna una probabilidad cada vez más elevada a la hipótesis de una media baja y una varianza baja a la inflación. Ese segundo régimen, media baja y varianza baja, corresponde nítidamente a la situación de la inflación colombiana desde 1991 hasta el presente¹⁶. Es interesante observar cómo, en términos porcentuales, a partir de 1991 las probabilidades atribuidas al segundo régimen de media y varianza baja se encuentran entre 90% y 100%.

La definición de las variables de estado llevó a su vez a la estimación de dos curvas de Phillips adicionales. En el primer caso, a la ecuación (16) se le incorporaron las variables de estado definidas en el párrafo anterior y que entran como $P21$ y $P22$ en la regresión. De esa forma, la nueva curva de Phillips ($CPI5$) se define como:

$$(18) \quad \pi_t = c_0 + \sum_{i=1}^K \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^P \beta_j \text{GAP}_{t-j} + \sum_{k=1}^M \delta_k \text{DLPM}_{t-k} \\ + \eta_1 \text{DU86}_t + \lambda_1 P21_t + \lambda_2 P22_t + \varepsilon_t \quad (CPI5)$$

La segunda versión, $CPI6$, considera la estacionalidad de las series e implica adicionar a la ecuación (18) las tres variables dicótomas ya descritas.

Los resultados de la estimación de las dos versiones se muestran, en el formato ya definido, en los grupos de cuadros 5 y 6 (Anexo 3). Un primer aspecto que vale la pena resaltar es la ausencia de intercepto en estas nuevas estimaciones. La razón para esto es la complementariedad de las probabilidades de transición. Un aspecto adicional es la no modificación de la estructura de rezagos en la estimación de $CPI5$, situación que sí se presenta en el caso de $CPI6$, donde solo el rezago de cuatro trimestres atrás es significativo. En el Cuadro 5 (Anexo 3) se observa cómo todas las variables incluidas en las diferentes versiones de $CPI5$ son significativas.

De acuerdo con las diferentes pruebas utilizadas en el diagnóstico de residuales, el mejor $CPI5$ es aquel que contiene la brecha de producto elaborada con la

¹⁶ Cabe señalar que, en el caso en que se desee efectuar un pronóstico de inflación bajo los modelos seleccionados de curva de Phillips que consideren las probabilidades de estado, se hace necesario llevar a cabo un pronóstico de éstas, lo cual requiere: i) las probabilidades filtradas estimadas para la última observación de tiempo en el período de análisis $(\hat{\varepsilon}_T|T)$ y ii) de la matriz de probabilidades ergódicas (π) .

metodología de VAR estructural. De la misma forma que en los casos de *CPI3* y *CPI4*, la inclusión de las variables estacionales en el modelo de curva de Phillips presentado en (18) lleva a una disminución de *SSR* y por consiguiente, a un aumento del coeficiente de determinación.

V. “ENCOMPASSING”: SELECCIÓN DEL MEJOR MODELO

A. EL PRINCIPIO DE “ENCOMPASSING”

El Cuadro 2 resume los mejores modelos de curva de Phillips obtenidos con los procedimientos descritos, estos son los modelos 5 y 6 que incorporan las variables de cambio de régimen a las formas funcionales que se venían estimando. El modelo 6 recoge adicionalmente las *dummies* estacionales (*CP6*).

En esta etapa del trabajo, el problema que se enfrenta es seleccionar el mejor modelo lineal de curva de Phillips, una vez recorrida una primera etapa de depuración. Para ello, un primer aspecto que se debe tener en cuenta es si los modelos son o no anidados (*nested*). Para aclarar el concepto de modelo anidado se parte de considerar que el proceso generador de datos no es conocido, existen múltiples modelos empíricos para el mismo conjunto de información. El modelo anidado se refiere a la pertenencia de un determinado modelo a un modelo general, en este caso, un modelo individual es un caso específico o especial de un modelo general. Se dice, en este caso, que un modelo *A* está anidado en un modelo *B*, más general.

De otro lado, cuando un modelo puede explicar las características relevantes de un modelo rival, se dice que el primer modelo contiene (*encompass*) al último. Claramente, un modelo general debe contener (*encompass*) una forma restringida o ani-

Cuadro 2

Resumen de modelos seleccionados: primera etapa

$$5. \quad \Delta LIPC_t = \alpha_1 \Delta LIPC_{t-2} + \alpha_2 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_3 GVE_{t-1} + \alpha_4 \Delta LPM_{t-4} \\ + \alpha_5 DU86_t + \alpha_6 P21_t + \alpha_7 P22_t + \varepsilon_t$$

$$6. \quad \Delta LIPC_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GVE_{t-1} + \alpha_5 \Delta LPM_{t-4} \\ + \alpha_6 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_7 DU86_t + \alpha_8 P21_t + \alpha_9 P22_t + \varepsilon_t$$

dada del modelo. Sin embargo, si las restricciones no pueden rechazarse, el modelo restringido podría preferirse porque las limitaciones de datos favorecen la estimación de un modelo simple aceptable (Charemza y Deadman, 1997).

La metodología *encompassing* busca resolver el problema de la proliferación de modelos para el caso en que estos son o no anidados. El principio de *encompassing* no se limita al caso de modelos anidados. Existen procedimientos que permiten que modelos rivales sean comparados entre sí, sin que ninguno de ellos sea un caso especial del otro. En el Cuadro 8 las 4 pruebas de *encompassing* sobre parámetros *LA*, *J*, *WET1* y *WET2* permiten contrastar los modelos 5 y 6 que se consideran modelos rivales¹⁷. Como se observa, las comparaciones se hacen en dos direcciones, dado que la lógica de las pruebas es determinar simultáneamente si los modelos se contienen entre sí, hasta llegar a un diagnóstico final.

Los resultados de todas las pruebas del Cuadro 3, llevan a inferir que se acepta la hipótesis de que el modelo 6 contiene (o envuelve) al modelo 5. La razón de esto se encuentra en que al incluir una variable en el primer modelo, construida con estimativos calculados a partir del modelo rival, el resultado es que esta última variable demuestra que falta al modelo 5 el 6.

Cuadro 3
Modelos no animados
Pruebas de *encompassing*

Test <i>LA</i> : F_{60}^2	Test <i>J</i> : J_{60}^2	Test <i>WET</i> : N_1	Test <i>WET</i> : N_2
Modelo 5 "encompasses" Modelo 6			
4.5223 (0.0069)	14.1028 (0.0004)	11.3116 (0.0101)	3.7705 (0.0162)
Modelo 6 "encompasses" Modelo 5			
0.0644 (0.8006)	0.0644 (0.8006)	0.0656 (0.7977)	0.0656 (0.7987)

¹⁷ Véanse, D. Hendry (1995), Mizon, G. and J. Richard (1986), Davidson, R. and J. MacKinnon (1981), Charemza, W. and D. Deadman (1997).

Cuadro 4
Modelo seleccionado

$$\Delta LIPC_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GAP(VEST)_{t-1} + \alpha_5 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_6 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_7 DU86_t + \alpha_8 P21_t + \alpha_9 P22_t + \varepsilon_t$$

GAP	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	α_9	R^2	\bar{R}^2	SSR
VAR ESTR.	0.0257 (4.34)	0.0127 (2.78)	-0.0081 (-1.86)	0.1897 (2.19)	0.2122 (2.42)	0.3241 (2.89)	-0.0703 (-5.32)	0.0333 (4.46)	0.0231 (3.52)	0.803	0.773	0.0060

Cuadro 5
Diagnóstico de residuales

$$\Delta LIPC_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GAP(VEST)_{t-1} + \alpha_5 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_6 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_7 DU86_t + \alpha_8 P21_t + \alpha_9 P22_t + \varepsilon_t$$

GAP	Ljung-Box Lags: 15	ARCH 1	ARCH 4	White sin t. cruzados	White con t. cruzados	Jarque Bera	Reset
VAR ESTR.	0.195	0.125	0.328	0.138	0.292	0.431	0.271

El Cuadro 4 presenta el modelo seleccionado y el Cuadro 5, el diagnóstico de sus residuales.

Sobre el modelo seleccionado, se tomo la decisión de realizar pruebas específicas para detectar la presencia de multicolinealidad. Como se sabe, en presencia de este fenómeno, no se violan los supuestos del modelo clásico de regresión y, en consecuencia, los estimadores pueden ser *MELI*. Sin embargo, si la multicolinealidad existe se presentarán dificultades para obtener los coeficientes estimados con errores estándar pequeños.

En el Cuadro 6 se presenta como prueba de la existencia de multicolinealidad la inflación de varianza (*VIF*) basada en la inversa de la matriz de correlación¹⁸. Al

¹⁸ En términos generales, la inflación de varianza o *VIF*, puede definirse como: $VIF = \frac{1}{1 - R_j^2}$

Cuadro 6
Pruebas sobre existencia de multicolinealidad 1/
Modelo seleccionado

$$6. \quad \Delta LIPC_t = C + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GVE_{t-1} + \alpha_5 \Delta LPM_{t-4} \\ + \alpha_6 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_7 DU86_t + \alpha_8 P21_t + \varepsilon_t$$

Variables explicativas	Inflación de varianza: <i>VIF</i>
D_{1t}	3.0192
D_{2t}	1.7289
D_{3t}	1.6697
GVE_{t-1}	1.5799
ΔLPM_{t-4}	1.8010
$\Delta LIPC_{t-4}$	3.2703
$DU86_t$	1.2999
$P21_t$	1.8374

El modelo 6 es estimado con intercepto con el fin de llevar a cabo la prueba de inflación de varianza (*VIF*). Es de señalar que se excluye una de las variables de probabilidad.

1/ Véanse, Gujarati, D. (1996), Weisberg, S. (1985).

respecto, la teoría econométrica enseña cómo a medida que aumenta la colinealidad de las variables también aumenta la inflación de varianza, que en el límite puede ser infinita (Weisberg, 1985). En el caso que nos ocupa el indicador muestra cómo la varianza de los estimadores parciales aumenta relativamente poco con relación a un caso base de colinealidad cero. En cada uno de los modelos seleccionados el *VIF* asociado es menor que 10, lo que indica que los modelos no están contaminados por multicolinealidad. Es de señalar que la prueba *VIF* requiere que el modelo sobre el cual se va a revisar la existencia de multicolinealidad tenga intercepto. Por esa razón se estimó el modelo 6 con intercepto, eliminando en tal caso una de las variables asociadas a las probabilidades filtradas.

De otro lado, la evidencia de la historia económica mencionada antes, permitió precisar el origen y la razón de ser del comportamiento excepcional de la inflación colombiana en junio de 1986. Como se explicó en su momento, con el fin de enfrentar el problema se decidió incorporar a diferentes modelos una variable

Cuadro 7
Pruebas sobre reconocimiento de outliers 1/, Modelo 6

	Rstudent	Student
5	-0.9885	-1.9281
6	-1.0394	-0.0769
7	-0.0910	0.0465
8	0.1012	0.8366
9	1.3894	0.3438
10	1.9585	2.1823
11	-2.2838	-2.2701
12	-0.7309	-0.8007
13	-0.2302	0.0778
14*	-6.5575	-4.1726
15	0.1201	-0.0107
16	0.7846	1.6256
17	0.5079	-0.2723
18	0.9386	-0.0510
19	-0.2571	-0.2653
20	-0.0730	1.0570
21	1.3283	0.7999
22	1.1198	1.6772
23	-0.7666	-1.2925
24	-0.1305	0.2732
25	-0.0814	-0.0580
26	-0.3348	-0.2786
27	0.7492	0.5969
28	-0.7093	-0.3839
29	1.1163	0.5899
30	0.3028	0.4845
31	0.6879	0.9840
32	1.2492	1.7130
33	0.1271	0.0166

Cuadro 7 (continuación)
Pruebas sobre reconocimiento de outliers 1/, Modelo 6

	Rstudent	Student
34	1.0273	0.5881
35	-0.2274	0.7456
36	-0.5277	-0.4046
37	0.3121	0.2221
38	0.5838	1.6029
39	0.1978	0.4839
40	-0.3468	-0.6913
41	0.9296	0.7109
42	-1.0008	-0.1070
43	0.0787	0.1574
44	-0.1497	-0.5263
45	1.6104	0.5550
46	-0.4560	-0.2203
47	-0.1290	-0.1817
48	0.0795	-0.2742
49	0.3293	-0.2354
50	-0.0426	-0.4568
51	-0.4057	-0.4507
52	-1.0644	-1.3722
53	0.5007	0.1868
54	-0.5705	-0.9130
55	0.7155	0.4246
56	-0.5648	-0.8466
57	-0.7185	-1.2245
58	-0.4846	-0.5336
59	-0.0115	1.0425
60	-0.3824	-0.2413
61	0.9099	0.1449

*La observación 14 corresponde a junio de 1986.

1/ Véanse, Weisberg, S. (1985), Kennedy, P. (1994), Judge, G. et al. (1988).

dicótoma. Sin embargo, en esta etapa del trabajo y sobre el modelo seleccionado, se hace necesario dar un soporte adicional a ese tratamiento.

El Cuadro 7 contiene algunas pruebas sobre reconocimiento de “*outliers*” o valores atípicos (*student* y *rstudent*) en el modelo 6. En general estas pruebas buscan precisar qué tanta influencia tiene la *i*-ésima observación de una serie en la regresión. Para ello, se tiene en cuenta en la regresión la observación excepcional (*outlier*) sin ningún tratamiento a través de la variable dicótoma.

Como se aclara en el pie de página del cuadro, la observación 14 corresponde al valor atípico de junio de 1986. En ese trimestre todas las pruebas coinciden en registrar valores excepcionalmente altos de los estadísticos frente a los que se observan en el resto del período. La coincidencia en el resultado de las pruebas y la magnitud de las estadísticas en ese punto, demuestran la importancia de darle un tratamiento adecuado en la regresión. En otras palabras, se conforma un modelo de regresión con un cambio en la media de esa observación.

B. PRONÓSTICOS E INTERPRETACIÓN ECONÓMICA

Como ejercicio adicional¹⁹, se lleva a cabo una evaluación de los pronósticos del modelo seleccionado, comparando estos con los obtenidos a través del modelo tradicional *CPI1* con el *GAP* del producto construido mediante el filtro de Hodrick-Prescott.

La calidad de los pronósticos en la nueva versión de la curva de Phillips mejora ostensiblemente²⁰ con relación a lo observado en el modelo tradicional, Cuadro 8²¹. Sin embargo, la mejora de la cual se habla no se puede verificar estadísticamente, por ejemplo, a través de la prueba de Granger y Newbold (1997) utilizada por Melo y Castaño, 1998, por el reducido tamaño de la muestra. Cabe agregar, que las medidas de evaluación de pronóstico se construyen sobre los pronósticos, horizonte *h*, estimados a partir de una muestra que comprende: i) el período 1983.1-1994.4 para el primer conjunto de pronósticos, $h = 1,2,3,4,6,8$; ii) el perío-

¹⁹ “Since forecasting plays a crucial role in economic policy, we also consider its usefulness for policy analysis when the model differs from the economic mechanism, and the latter changes over time, perhaps due to the very policy under analysis. In such a setting, one should not select policy models by forecast accuracy,....” Banerjee A. and D. Hendry, 1997.

²⁰ La mejora ostensible es desde una perspectiva puramente numérica.

²¹ Una descripción detallada de las estadísticas se encuentran en Pyndick, R. y D. Rubinfeld.

Cuadro 8
Evaluación de pronósticos

Horizonte (Trimestres)	<i>RMS</i>	<i>RMSP</i>	<i>U-THEIL</i>
Modelo tradicional			
$R^2 = 0.545, \bar{R}^2 = 0.522, SSR = 0.0157$			
1	1.6705	0.0849	0.0408
2	2.6820	0.1376	0.0638
3	3.6495	0.1870	0.0854
4	4.5009	0.2327	0.1036
Modelo seleccionado			
$R^2 = 0.803, \bar{R}^2 = 0.773, SSR = 0.0060$			
1	1.4423	0.0742	0.0357
2	2.0798	0.1078	0.0508
3	2.8480	0.1460	0.0692
4	3.3306	0.1689	0.0796

do 1983.1-1995.1 los segundos h pronósticos y continuando de esta forma se llega a iii) el período 1983.1-1997.4 el último pronóstico²².

Es claro que el procedimiento elegido ha permitido mejorar la capacidad de previsión de la curva de Phillips. El examen de las hipótesis involucradas muestra que éstas explican mejor la evolución reciente de la inflación en Colombia. Esto se ha hecho, paso a paso, seleccionando el mejor *GAP* de producción -una variable esencial de la curva de Phillips-, introduciendo los choques de oferta en la especificación del modelo y mejorando el tratamiento de las expectativas de inflación. Ello ha ido acompañado de tratamientos econométricos cuidadosos al problema de la estacionalidad de las actividades económicas y de puntos extremos en las series de precios.

²² Es de señalar que la construcción del cuadro 8 para los diferentes horizontes de pronósticos considera diferentes números de replicaciones, por ejemplo, existirá un mayor número de pronósticos de horizonte 1 que de horizonte 4.

El modelo seleccionado, que incorpora todos esos aspectos, muestra que el efecto de corto plazo del *GAP* sobre la inflación es de 0,19. Esto significa que cada disminución (o aumento) de 1% en la brecha de producto hace bajar (subir) la tasa de inflación en 0,19%. El aspecto importante en esta relación es el nivel del choque de demanda, en el período anterior, que está capturando la variable *GAP*. De otro lado, es de esperar que la inflación importada, que representa un choque de oferta y entra en primera diferencia en la ecuación, ante un choque permanente de tasa de cambio ejerza un efecto temporal sobre la tasa de inflación, pero un efecto permanente sobre el nivel de precios.

La introducción de los cambios de regímenes en la curva de Phillips muestra que el paso a un régimen de inflación más débil (media baja, varianza baja), coincide con el cambio institucional que hace de la reducción de la inflación la razón de ser del Banco Central. Se debe reconocer la concordancia entre el anuncio de las metas de inflación y la evolución de las tasas de inflación.

Para finalizar, debemos advertir sobre los límites de un ejercicio de curva de Phillips lineal como el efectuado en este trabajo. Ya se advirtió, anteriormente, que el principal problema con la forma lineal es que supone que las expectativas pueden ser modeladas como parámetros constantes con ponderaciones basadas en las variaciones de precios pasadas. En nuestro ejercicio, se ha buscado corregir el problema con la introducción de información proveniente de un modelo “*switching*”, que captura la dinámica cambiante del proceso inflacionario. Sin embargo, nuestro procedimiento sigue considerando que la disyuntiva de corto plazo entre producto e inflación es constante en el tiempo. También se está suponiendo que la magnitud del efecto del *GAP* de producto sobre la inflación, con relación a la esperada, no varía con el nivel inicial de inflación, el signo del *GAP* del producto u otros indicadores económicos. La solución a estas debilidades se encuentra en un estudio detallado de una curva de Phillips no lineal, campo que configura un prometedor camino de investigación.

VI. CONCLUSIONES

En este documento se ha presentado evidencia empírica sobre la naturaleza del “*trade-off*” entre producto e inflación en Colombia. Se ha definido una estrategia que buscaba superar los problemas econométricos de normalidad de los residuales presentes en la estimación de una curva de Phillips básica y que afectan su capacidad de previsión. Se ha examinado paso a paso la posibilidad de que esas dificultades estén asociados a los problemas para medir con precisión la brecha del producto, al tratamiento de la estacionalidad, al cambio de régimen en la formación

de las expectativas de inflación o la ausencia de variables fundamentales en la especificación como los choques de oferta.

El ejercicio deja enseñanzas valiosas. La principal de ellas es que se logran superar los problemas de la curva de Phillips básica, en lo cual no todas las alternativas planteadas resultan adecuadas. El ejercicio con los diferentes *GAP* disponibles para Colombia demuestra que la no-normalidad de los residuales no se explica por las dificultades en medir esa variable. En cambio, la situación mejora si se hace un tratamiento correcto de la estacionalidad, de los valores atípicos o si se incluyen los precios de los bienes importados.

La introducción de la temática de cambio de régimen en la estimación de la curva de Phillips es otro aporte adicional del trabajo. Este enfoque muestra que la probabilidad atribuida al régimen de inflación de media baja y varianza baja continúa siendo muy elevada. Al introducir esta nueva información en la estimación de la curva de Phillips se modifica la estructura de rezagos de la inflación, en el caso en que se corrige por estacionalidad. Este interesante resultado demuestra la virtud de trabajar con un proceso de formación de expectativas más complejo.

Al final de este proceso se dispone de una gran cantidad de modelos alternativos. En ese momento, la dificultad se encuentra en seleccionar adecuadamente los mejores entre ellos. En este punto también el documento presenta un avance importante. Para escoger entre modelos rivales no se examinan las medidas de bondad de ajuste o los tests habituales que sugiere la metodología econométrica tradicional. Como alternativa se utiliza el principio de “*encompassing*” que evita los problemas asociados al llamado “*data mining*”, en el sentido de eliminar la búsqueda obsesiva por mejorar las pruebas tradicionales. El resultado final es la elección del mejor modelo de curva de Phillips.

Se puede terminar afirmando que el principal resultado de esta investigación ha sido mostrar las posibilidades que existen para mejorar la estimación de una curva de Phillips lineal. Si bien existe conciencia de la discusión acerca de la linealidad del *trade-off* entre producto e inflación, nuestro enfoque al respecto es agotar las explicaciones posibles en el problema de estimación de la inflación. La hipótesis de no-linealidad es una entre aquellas y puede examinarse en un trabajo posterior.

REFERENCIAS

- Akerlof, G. A., Dickens W. y Perry G. (1996) "The Macroeconomics of Low Inflation" *Brookings Papers on Economic Activity* (1): 1-76.
- Amisano, G. and C. Giannini, 1997. *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer, Second Edition.
- Banerjee, A. and D. Hendry, 1997. *The Econometrics of Economic Policy*, Blackwell Publishers.
- Blanchard O. y L. Katz, 1997. "What We Do and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment", *Journal of Economic Perspectives*, 11 :1, 51-72.
- Blanchflower D. y A. Oswald, 1994. *The Wage Curve*, Cambridge: MIT Press.
- Castaño, E. y L. F. Melo, 1998. "Métodos de combinación de pronósticos: una aplicación a la inflación colombiana", *Borradores de Economía*, Banco de la República, No.109.
- Charemza, W. W. And D. F. Deadman, 1997. *New Directions in Econometrics Practice*, Edward Elgar, Second Edition.
- Cuthbertson, K. et al. 1992. *Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf.
- Davidson, R. and J. Mackinnon, 1981, "Several Test for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", *Econometrica*, Vol. 49, No. 3.
- , 1982, "Some Non-nested Hypotheses Test and the Relations Among Them", *Review of Economic Studies* No. 58.
- Dupasquier y Ricketts 1998 "Non-linearities in the Output-Inflation Relationship: Some Empirical Results for Canada" Working Paper 98-14 Bank of Canada.
- Fisher T. (1989) "Efficiency Wages: A Literature Survey" Working Paper No. 89-5. Bank of Canada.
- Fillion, J. F. et A. Léonard, 1997, "La courbe de Phillips au Canada: un examen de quelques hypotheses", *Departement des Recherches*, Banque du Canada.

- Friedman M., 1968, "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58, 1-17.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold, 1977, *Forecasting Economic Time Series*, New York Academic Press, Referenciado por: Castaño y Melo, 1998.
- Gordon, R. (1997) "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy". *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11. No.1, pp.11-32.
- Gujatari D., 1997, *Econometría*, 3a. Edición, Mc Graw Hill Eds.
- Hamilton, D., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton.
- Hodrick, R. and E. Prescott, 1980, "Post-War US Business Cycles: An empirical investigation" (Mimeo Carnegie-Mellon University).
- Harvey, C. A., 1992. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press.
- Hendry, D., 1995. *Dynamic Econometrics*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Judge, G. et al. 1988. *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley, Second Edition.
- Kennedy, P., 1994. *A Guide to Econometrics*, The MIT Press, Third Edition.
- Lucas, R. y Sargent T. (1978) "After Keynesian Econometrics" en *After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment*, Conference Series 19. Boston. Federal Reserve Bank of Boston, pp. 49-72.
- Melo Luis F. y A. Riascos, 1997. «El Producto Potencial Utilizando el Filtro de Hodrick-Prescott con Parámetro de Suavización Variable y Ajustado por Inflación: Una Aplicación para Colombia» Borradores Semanales de Economía, Banco de la República, No. 83.
- Melo, L. F. y M. Misas, 1997. "Análisis del comportamiento de la inflación trimestral en Colombia bajo cambios de régimen: una evidencia a través del modelo *switching* de Hamilton", Borradores de Economía Banco de la República, No. 86.

- Misas, M. y E. López, 1998, “El producto Potencial en Colombia: una estimación bajo VAR estructural”, Borradores de Economía, Banco de la República, No. 94.
- Mizon, G. and J. F. Richard, 1986, “The Encompassing Principle and its Application to Testing Non-nested Hypotheses”, *Econometrica*, Vol. 54, No. 3.
- Pindyck, R. S. and D. Rubinfeld, 1998. *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, Fourth Edition.
- Samuelson P. y Solow R., 1960 “Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy” en *American Economic Review*, mayo, Papers and Proceedings, 50, 177-94.
- Solow R. 1976. “Down the Phillips Curve with Gun and Camera” en *Inflation, Trade and Taxes: Essays in Honor of Alice Bourneuf Belsey* (ed.), Columbus: Ohio State University Press.
- Stiglitz J. (1997). “ Reflection on the Natural Rate Hypothesis”, *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 11, No.1. pp. 3-10.
- (1986) “Theories of Wage Rigidity” en *Keynes’ Economic Legacy: Contemporary Economic Theories*, edited by J. I. Butkiewicz, K. L. Koford y J. B. Miller, pp. 153-122.
- St-Amant P. y van Norden S. (1997) “Measurement of the Output Gap: a Discussion of the Recent Research of the Bank of Canada” Technical Report No. 79. Bank of Canada.
- Weisberg, S., 1985. *Applied Linear Regression*, John Wiley, Second Edition.
- Whelan K. 1997. “Wage Curve vs Phillips Curve: Are There Macroeconomic Implications? Division of Research and Statistics. Federal Reserve Board. Mimeo.

ANEXO 1

CONSTRUCCIÓN DE LAS DIFERENTES MEDIDAS DE PIB POTENCIAL

1. Componente permanente o de tendencia bajo el Filtro de Hodrick y Prescott (1980)²³

En general, una serie de tiempo y_t , ajustada por factores estacionales, puede expresarse a través de la suma de sus componentes de tendencia (g_t) y ciclo (c_t), así:

$$y_t = g_t + c_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

De tal forma que, el componente permanente o de tendencia está caracterizado por factores de oferta de la economía, en tanto que al componente cíclico lo caracterizan factores de demanda agregada tales que estos pueden interpretarse como fluctuaciones o desequilibrios en torno al componente permanente.

Como medida de variabilidad del componente $\{g_t\}$ se utiliza la suma de los cuadrados de su segunda diferencia. El componente $\{c_t\}$ puede entenderse como las desviaciones respecto a $\{g_t\}$, tales que en el largo plazo su promedio es cercano a cero. Bajo las consideraciones anteriores, para determinar el componente permanente o de tendencia, se tiene el siguiente problema de minimización:

$$(A.1) \quad \text{Min}_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

de tal forma que se seleccionará la secuencia $\{g_t\}$ que minimice la suma de cuadrados, es decir, que minimice la variabilidad de la tasa de crecimiento del componente permanente. Es de señalar que, en el problema de minimización, λ es una constante arbitraria que refleja el costo de la inclusión de fluctuaciones alrededor de la tendencia. Así, mientras mayor sea el valor de dicho parámetro más suave es la serie solución. Bajo este esquema, el PIB potencial se describe a través de la serie $\{g_t\}$ seleccionada en el problema de minimización al considerar a $y_t = \text{Ln}(PIBK^*)_t$, ($PIBK^*$ serie desestacionalizada). El GAP del producto se deriva entonces a través de la siguiente diferencia: $GAP_t = (y_t - g_t)$.

²³ A pesar de ser este procedimiento muy conocido, se presenta aquí con el fin de relacionarlo, más adelante, con el procedimiento de lambda cambiante.

2. Componente permanente o de tendencia bajo el Filtro de Hodrick y Prescott con λ cambiante, Razzak (1996)

Como lo señalan Melo y Riascos (1997), existen varias inquietudes asociadas a la determinación del parámetro λ en la formulación de Hodrick y Prescott, las cuales se centran en que: i) el modelo estadístico utilizado por Hodrick y Prescott es distante, en general, de la realidad y ii) la especificación de un único λ durante el período completo de análisis no reconoce que, al estar el componente permanente de la serie caracterizado por la demanda agregada, la tendencia debe responder a los diferentes cambios estructurales de la economía en el período de análisis.

Lo anterior lleva a la propuesta de Razzak (1996) seguida por Melo y Riascos (1997), la cual se basa en la utilización del filtro de Hodrick y Prescott con parámetro λ cambiante, es decir:

$$(A.2) \quad \text{Min}_{\{g_t\}} \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda_t \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2$$

$$\text{utilizando } \lambda_t = \begin{cases} \lambda^1 & t = 1980:2 \dots 1984:4 \\ \lambda^2 & t = 1985:1 \dots 1989:4 \\ \lambda^3 & t = 1990:1 \dots 1998:1 \end{cases}$$

donde $\lambda^1, \lambda^3 \leq \lambda^2$. Los períodos correspondientes a los diferentes parámetros λ^i ($i = 1, 2, 3$) son determinados a través de modelación VAR estructural y sus niveles mediante la simulación de tripletas: $(\lambda^1, \lambda^2, \lambda^3)$ las cuales permiten derivar diferentes series solución $\{g_t\}$, en el proceso de minimización presentado en (A.2), asociadas éstas con medidas del PIB potencial, al considerar $y_t = Ln(PIBK^*)_t$, ($PIBK^*$: PIB real desestacionalizado). Aquella tripleta que en la simulación produzca un GAP del producto que minimice, en un modelo de curva de Phillips, la suma de los cuadrados de los errores es la seleccionada.

La serie $\{g_t\}$ solución de (A.2) considerando la tripleta seleccionada se identifica como el producto potencial “adecuado”. La construcción del GAP es similar a la descrita en la metodología anterior.

Es de señalar que, tanto en la metodología de Hodrick-Prescott tradicional como en la que se considera el parámetro λ cambiante, se utiliza la serie de PIB real desestacionalizado $PIBK^*$ obtenida bajo el filtro X-11 aplicado al PIB real.

3. PIB Potencial como promedio móvil de la capacidad instalada

En este ejercicio el PIB potencial se define como el promedio móvil de orden 3 con corrección de media de la variable capacidad instalada.

4. Componente de tendencia bajo el filtro de Kalman

Dada la serie $y_t = PIB_t^*$ ésta puede ser descompuesta de la siguiente manera:

$$(A.3) \quad y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

donde μ_t es la componente de tendencia y ε_t ruido blanco con $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$. La componente de tendencia se supone generada por el siguiente proceso estocástico biecuacional:

$$(A.4) \quad \begin{aligned} \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_t + \eta_{1t} \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_{2t} \end{aligned}$$

donde η_{1t} y η_{2t} perturbaciones independientes y ruido blanco con $\eta_{1t} \sim (0, \sigma_{\eta_1}^2)$ y $\eta_{2t} \sim (0, \sigma_{\eta_2}^2)$.

De tal forma que la representación estado espacio es:

$$(A.5) \quad \begin{aligned} y_t &= Hz_t + \varepsilon_t \\ z_t &= Fz_{t-1} + \eta_t \end{aligned}$$

donde:

$$(A6) \quad \begin{aligned} H &= (1, 0) \\ F &= \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad \begin{aligned} z_t &= (\mu_t, \beta_t)' \\ \eta_t &= (\eta_{1t}, \eta_{2t})' \end{aligned} \quad \text{VAR} \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\eta_1}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{\eta_2}^2 \end{bmatrix}$$

siendo z_t el vector de estado. En el caso en que ε_t sea un proceso ruido blanco gaussiano, la representación estado espacio tiene la siguiente función de verosimilitud:

$$(A.7) \quad l = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T l_t$$

$$l_t = -\frac{N_y}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log(|C_t|) - \frac{1}{2} \hat{\varepsilon}_t' C_t^{-1} \hat{\varepsilon}_t$$

donde C_t es la matriz del error medio cuadrático del error de predicción $\hat{\varepsilon}_t$. Mediante (A.7) y el proceso recursivo del algoritmo de Kalman (Harvey 93) se estima el PIB potencial a través del predictor de un paso del vector de estado. El GAP se construye bajo la forma ya explicada, es decir, como el diferencial de los logaritmos del PIB real desestacionalizado y el predictor de un paso de la componente de tendencia del vector de estado de la representación estado-espacio del modelo presentado en (A.3).

5. PIB Potencial bajo VAR estructural

El esquema de construcción del PIB potencial a través de VAR estructural, como lo señalan Misas y López (1998), parte de la metodología sugerida por Blanchard y Quah (1989), quienes asumen que existe la posibilidad de que el producto sea afectado por más de un tipo de perturbación, por ello, se explota la información de otras variables macroeconómicas, en este caso la tasa de desempleo. En su sistema existen dos tipos de perturbaciones, cada una no correlacionada con la otra, y ninguna con efecto de largo plazo sobre el desempleo. Se asume que el primer tipo de perturbación tiene un efecto de largo plazo sobre el producto mientras que la segunda no.

En consecuencia, bajo su metodología se investigan los efectos dinámicos de perturbaciones o *shocks* de naturaleza dicótoma²⁴ sobre un sistema bivariado estacionario²⁵ como el planteado en (A.8), bajo el supuesto de que el *shock*: ε_{1t} , no tiene efecto de largo plazo sobre el nivel de la variable y_t , en tanto que, el *shock*: ε_{2t} , sí afecta tal nivel en el largo plazo. En el caso de dos variables, tal restricción de largo plazo se conforma como la restricción adicional que posibilita, de acuerdo con el modelo C ²⁶ presentado por Amisano y Giannini (1997), la fase de identificación.

²⁴ Matriz de varianza-covarianza: $\Omega = I_2$.

²⁵ Donde Δy_t y z_t deben ser estacionarias. La metodología requiere que la variable y_t sea integrada de orden uno, $I(1)$. En caso de que z_t no sea estacionaria, ésta debe ser diferenciada.

²⁶ En este modelo se parte de la siguiente representación VAR estándar: $A(L)Y_t = e_t$, de tal forma que sus errores están relacionados con los estructurales mediante la matriz C , así: $e_t = C\varepsilon_t$ donde $E[\varepsilon_t] = 0$ y $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$. La matriz C puede derivarse de la igualdad: $\Sigma_e = CC'$.

Partiendo del sistema bivariado estacionario de variables X_t y del vector de *shocks* estructurales presentados a continuación:

$$(A.8) \quad X_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ z_t \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

$\Delta y_t = \Delta \ln(\text{PIBK})$ y $z_t = \text{Tasa de desempleo}$

el primer paso de la metodología consiste en estimar el modelo VAR^{27} estándar adecuado sobre el sistema bivariado X_t :

$$(A.9) \quad X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + e_t$$

con matriz de varianza-covarianza: Σ_e . Dado que el sistema es estacionario, bajo el teorema de descomposición de Wold, (9) tiene la siguiente representación *VMA*:

$$(A.10) \quad X_t = \Phi_0 e_t + \Phi_1 e_{t-1} + \Phi_2 e_{t-2} + \dots$$

donde $\Phi_0 = I_2$. Igualmente, el sistema puede plantearse a través de los *shocks* estructurales:

$$(A.11) \quad X_t = C_0 \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

la dicotomía entre los efectos temporales y permanentes permite una completa identificación de las innovaciones estructurales a partir de los residuales estimados a través del VAR estándar. Así:

$$(A.12) \quad \Phi(L)e_t = C(L)\varepsilon_t$$

y suponiendo que C_0 es no singular (A.12) puede ser reescrita como sigue:

$$(A.13) \quad \Phi(L)e_t = C(L)C_0^{-1}C_0\varepsilon_t$$

de donde se deriva que:

$$(A.14) \quad \Phi(L) = C(L)C_0^{-1} \text{ y } e_t = C_0\varepsilon_t$$

²⁷ El modelo puede considerar distintas componentes determinísticas.

La determinación de C_0 se lleva a cabo a través de la solución de un sistema de ecuaciones no lineales²⁸ conformado a partir de la $VAR(e_t)$ en (A.14) y de la restricción de largo plazo.

La construcción del *PIB* potencial se deriva de la serie de cambios permanentes en $\{y_t\}$ definidos como:

$$(A.15) \quad P\Delta y_t = PD(\Delta y_t) + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \epsilon_{2t-k}$$

donde se tiene:

i) $PD(\Delta y_t)$: componente determinística y su estimación se lleva a cabo a través de la siguiente representación:

$$(A.16) \quad \begin{bmatrix} P\Delta y_t \\ PDz_t \end{bmatrix} = (I - \hat{A}_1 - \hat{A}_2 - \hat{A}_3)^{-1} \begin{bmatrix} \hat{a}_o \\ \hat{b}_o \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^3 \left\{ \begin{array}{l} \begin{bmatrix} \hat{\Phi}_{11}^0 & \hat{\Phi}_{12}^0 \\ \hat{\Phi}_{21}^0 & \hat{\Phi}_{22}^0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{d}_{1j} \\ \hat{d}_{2j} \end{bmatrix} DQJ_t + \dots \\ \dots + \begin{bmatrix} \hat{\Phi}_{11}^{t-1} & \hat{\Phi}_{12}^{t-1} \\ \hat{\Phi}_{21}^{t-1} & \hat{\Phi}_{22}^{t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{d}_{1j} \\ \hat{d}_{2j} \end{bmatrix} DQJ_1 \end{array} \right\}$$

siendo DQJ_i ($J = 1, 2, 3; i = 1, \dots, T$) el valor de las variables *dummies* centradas²⁹ en cada momento del tiempo y \hat{d}_{ij} elementos de la matriz \hat{d} .

ii) $\sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \epsilon_{2t-k}$: componente permanente, el cual se deriva a partir de la relación planteada en (A.14) con las estimaciones de C_0 y $\Phi(L)$, \hat{C}_0 y $\hat{\Phi}(L)$ y la recuperación de los errores estructurales, es decir: $\sum_{k=0}^h \hat{c}_{12}(k) \hat{\epsilon}_{2t-k}$. Es de señalar que, el *GAP* del producto se obtiene a través de integrar la diferencia entre $\Delta y_t - P\Delta y_t$.

²⁸ Es de señalar que la solución del sistema produce cuatro posibles matrices C_0 de tal forma que la seleccionada será aquella que en el análisis impulso-respuesta presente resultados coherentes con la teoría económica.

²⁹ Utilizadas con el fin de considerar en el modelo el comportamiento estacional del producto.

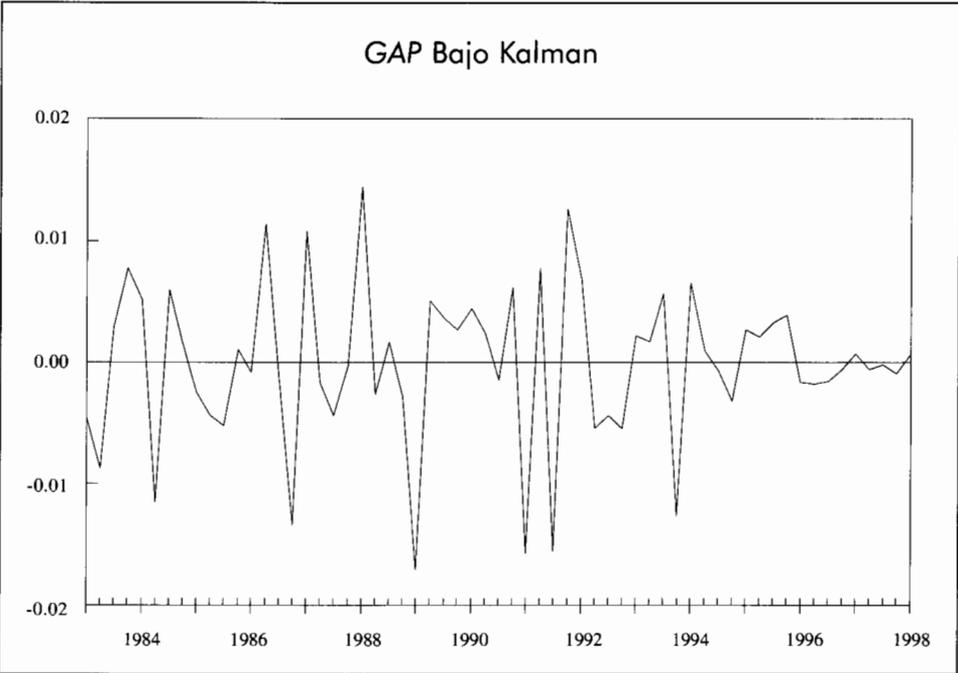
En la ecuación (A.6), Δy_t se plantea como la suma de sus componentes permanente y transitorio; por consiguiente, una vez recuperados los *shocks* estructurales, los cambios permanentes en y_t pueden obtenerse como sigue:

$$(A.17) \quad \Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \varepsilon_{2t-k}$$

ANEXO 2

GAP DEL PRODUCTO BAJO KALMAN

Si bien se construyó un *GAP* bajo la metodología del Filtro de Kalman, los resultados no fueron satisfactorios desde el punto de vista económico.



ANEXO 3

Tablas de resultados

Cuadro 1
Estimación OLS
Curva de Phillips (CPI)

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = c + \alpha_1 \Delta LIPC_{t-2} + \alpha_2 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_3 GAP_{t-1} + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	<i>c</i>	α_1	α_2	α_3	R^2	\bar{R}^2	<i>SSR</i>
<i>HP</i>	0.0297	-0.1993	0.6263	0.3738	0.545	0.522	0.0157
<i>HP-λC</i>	0.0307	-0.2099	0.6199	0.4395	0.556	0.533	0.0154
<i>CI</i>	0.0373	-0.2584	0.5248	0.1957	0.529	0.5046	0.0163
<i>VAR ESTR.</i>	0.0334	-0.2252	0.5769	0.0478	0.506	0.4800	0.0171

La violación del supuesto de normalidad en los residuales de cada modelo impide llevar a cabo cualquier tipo de inferencia estadística.

Cuadro 1A
Diagnóstico de residuales 1/
Curva de Phillips (CPI)
"P-values" asociados

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = c + \alpha_1 \Delta LIPC_{t-2} + \alpha_2 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_3 GAP_{t-1} + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	Ljung-Box Lags: 15	ARCH 1	ARCH 4	White sin t. cruzados	White con t. cruzados	Jarque Bera	Reset
<i>HP</i>	0.468	0.845	0.227	0.885	0.974	0.000	0.727
<i>HP-λC</i>	0.479	0.821	0.194	0.868	0.959	0.000	0.755
<i>CI</i>	0.447	0.971	0.361	0.709	0.917	0.000	0.595
<i>VAR ESTR.</i>	0.305	0.826	0.281	0.261	0.197	0.000	0.668

La violación del supuesto de normalidad en los residuales de cada modelo impide llevar a cabo cualquier tipo de inferencia estadística.
1/ El diagnóstico de residuales sigue el enfoque del LSE presentado por Cuthbertson et al. 1992.

Cuadro 2
Estimación OLS
Curva de Phillips (CP2)

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = c + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GAP_{t-1} + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	<i>c</i>	α_1	α_2	α_3	α_4	R^2	\bar{R}^2	<i>SSR</i>
<i>HP</i>	0.0517 (26.25)	0.0385 (6.98)	0.0151 (2.69)	-0.0105 (-1.88)	0.1893 (1.35)	0.6206	0.5935	0.0131
<i>HP-λC</i>	0.0518 (26.5)	0.0385 (7.04)	0.0150 (2.70)	-0.0105 (-1.90)	0.2502 (1.69)	0.627	0.600	0.0129
<i>CI</i>	0.0511 (26.8)	0.0391 (7.33)	0.0160 (2.96)	-0.0081 (-1.48)	0.2106 (2.42)	0.645	0.620	0.0123
<i>VAR ESTR.</i>	0.0519 (26.8)	0.0409 (7.52)	0.0156 (2.87)	-0.0104 (-1.91)	0.0828 (0.87)	0.6491	0.6236	0.0121

Estadísticos *t* entre paréntesis.

Cuadro 2A
Diagnóstico de residuales
Curva de Phillips (CP2)
"P-values" asociados

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = c + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GAP_{t-1} + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	Ljung-Box Lags: 15	ARCH 1	ARCH 4	White sin <i>t. cruzados</i>	White con <i>t. cruzados</i>	Jarque Bera	Reset
<i>HP</i>	0.168	0.738	0.194	0.661	0.883	0.194	0.963
<i>HP-λC</i>	0.300	0.753	0.139	0.613	0.834	0.175	0.942
<i>CI</i>	0.675	0.992	0.222	0.372	0.340	0.360	0.244
<i>VAR ESTR.</i>	0.172	0.668	0.769	0.136	0.135	0.402	0.827

Cuadro 3
Estimación OLS
Curva de Phillips (CP3)

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = c + \alpha_1 \Delta LIPC_{t-2} + \alpha_2 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_3 GAP_{t-1} + \alpha_4 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_5 DU86_t + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	<i>c</i>	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	R^2	\bar{R}^2	<i>SSR</i>
<i>HP</i>	0.0189 (2.38)	-0.2328 (-2.84)	0.6550 (7.69)	0.3895 (3.29)	0.2659 (3.49)	-0.0812 (-6.09)	0.743	0.720	0.0127
<i>HP-λC</i>	0.0198 (2.57)	-0.2444 (-3.06)	0.6474 (7.85)	0.4617 (3.78)	0.2718 (3.67)	-0.0813 (-6.23)	0.756	0.734	0.0084
<i>CI</i>	0.0263 (3.20)	-0.3050 (-3.56)	0.5292 (5.93)	0.2281 (2.89)	0.3114 (3.97)	-0.079 (-5.79)	0.733	0.709	0.0092
<i>VAR ESTR.</i>	0.0220 (2.63)	-0.2897 (-3.25)	0.5629 (6.11)	0.1745 (1.74)	0.3558 (3.86)	-0.0789 (-5.56)	0.717	0.691	0.0097

Estadísticos *t* entre paréntesis.

Cuadro 3A
Diagnóstico de residuales
Curva de Phillips (CP3)
"P-values" asociados

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = c + \alpha_1 \Delta LIPC_{t-2} + \alpha_2 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_3 GAP_{t-1} + \alpha_4 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_5 DU86_t + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	Ljung-Box Lags: 15	ARCH 1	ARCH 4	White sin <i>t.</i> cruzados	White con <i>t.</i> cruzados	Jarque Bera	Reset
<i>HP</i>	0.921	0.032	0.102	0.068	0.031	0.795	0.853
<i>HP-λC</i>	0.922	0.020	0.088	0.038	0.014	0.741	0.947
<i>CI</i>	0.404	0.010	0.087	0.078	0.059	0.890	0.878
<i>VAR ESTR.</i>	0.862	0.557	0.473	0.090	0.129	0.888	0.420

Cuadro 4
Estimación OLS
Curva de Phillips (CP4)

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = c + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GAP_{t-1} + \alpha_5 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_6 DU86_t + \alpha_7 \Delta LIPC_{t-4} + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	<i>c</i>	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	R^2	\bar{R}^2	<i>SSR</i>
<i>HP</i>	0.0210 (3.15)	0.0207 (3.48)	0.0110 (2.32)	-0.0068 (-1.51)	0.3037 (2.66)	0.2219 (3.09)	-0.070 (-5.28)	0.4161 (3.75)	0.780	0.752	0.007
<i>HP-λC</i>	0.0209 (3.22)	0.0206 (3.54)	0.0109 (2.35)	-0.0068 (-1.54)	0.3650 (3.09)	0.2257 (3.21)	-0.070 (-5.40)	0.4173 (3.87)	0.789	0.761	0.007
<i>CI</i>	0.0263 (4.04)	0.0261 (4.43)	0.0140 (2.97)	-0.0061 (-1.36)	0.1970 (2.74)	0.2468 (3.43)	-0.0658 (-4.99)	0.2771 (2.56)	0.782	0.753	0.007
<i>VARESTR.</i>	0.0260 (3.97)	0.0280 (4.70)	0.0135 (2.91)	-0.0085 (-1.91)	0.1546 (1.79)	0.2886 (3.62)	-0.0641 (-4.89)	0.2563 (2.36)	0.789	0.761	0.007

Estadísticos *t* entre paréntesis.

Cuadro 4A
Diagnóstico de residuales
Curva de Phillips (CP4)
"P-values" asociados

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = c + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GAP_{t-1} + \alpha_5 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_6 DU86_t + \alpha_7 \Delta LIPC_{t-4} + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	Ljung-Box Lags: 15	<i>ARCH</i> 1	<i>ARCH</i> 4	White sin <i>t. cruzados</i>	White con <i>t. cruzados</i>	Jarque Bera	Reset
<i>HP</i>	0.722	0.079	0.153	0.050	0.120	0.927	0.613
<i>HP-λC</i>	0.725	0.058	0.148	0.021	0.073	0.996	0.757
<i>CI</i>	0.107	0.027	0.195	0.197	0.542	0.675	0.079
<i>KALMAN</i>	0.876	0.083	0.070	0.160	0.602	0.625	0.843
<i>VAR ESTR.</i>	0.539	0.236	0.349	0.222	0.666	0.973	0.572

Cuadro 5
Estimación OLS
Curva de Phillips (CP5)

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = \alpha_1 \Delta LIPC_{t-2} + \alpha_2 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_3 GAP_{t-1} + \alpha_4 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_5 DU86_t + \alpha_6 P21_t + \alpha_7 P22_t + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	R^2	\bar{R}^2	<i>SSR</i>
<i>HP</i>	0.2219 (-2.76)	0.6962 (8.06)	0.3518 (2.99)	0.1717 (1.89)	-0.0863 (-6.44)	0.0280 (3.03)	0.0178 (2.28)	0.758	0.732	0.0083
<i>HP-λC</i>	-0.2335 (-2.97)	0.6855 (8.15)	0.4196 (3.42)	0.1853 (2.08)	-0.0860 (-6.55)	0.0281 (3.12)	0.0187 (2.46)	0.768	0.743	0.0080
<i>CI</i>	-0.2850 (-3.29)	0.5785 (5.98)	0.1856 (2.17)	0.2316 (2.31)	-0.0832 (-5.96)	0.0322 (3.42)	0.0243 (2.93)	0.741	0.712	0.0089
<i>VAR ESTR.</i>	-0.2816 (-3.33)	0.6174 (6.88)	0.2313 (2.36)	0.2375 (2.42)	-0.0863 (-6.28)	0.0353 (3.76)	0.0199 (2.50)	0.751	0.722	0.0086

Estadísticos *t* entre paréntesis.

Cuadro 5A
Diagnóstico de residuales
Curva de Phillips (CP5)
P-values asociados

Modelo seleccionado:

$$\Delta LIPC_t = \alpha_1 \Delta LIPC_{t-2} + \alpha_2 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_3 GAP_{t-1} + \alpha_4 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_5 DU86_t + \alpha_6 P21_t + \alpha_7 P22_t + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	Ljung-Box Lags: 15	ARCH 1	ARCH 4	White sin <i>t. cruzados</i>	White con <i>t. cruzados</i>	Jarque Bera	Reset
<i>HP</i>	0.903	0.017	0.089	0.052	0.009	0.942	0.697
<i>HP-λC</i>	0.894	0.011	0.087	0.027	0.011	0.995	0.818
<i>CI</i>	0.491	0.015	0.117	0.039	0.012	0.675	0.438
<i>VAR ESTR.</i>	0.591	0.206	0.544	0.100	0.179	0.567	0.714

Cuadro 6
Estimación OLS
Curva de Phillips (CP6)

Modelo seleccionado:
$$\Delta LIPC_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GAP_{t-1} + \alpha_5 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_6 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_7 DU86_t + \alpha_8 P21_t + \alpha_9 P22_t + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	α_9	R^2	\bar{R}^2	<i>SSR</i>
<i>HP</i>	0.0194 (3.25)	0.0105 (2.23)	-0.0065 (-1.45)	0.2802 (2.45)	0.1523 (1.78)	0.4648 (4.05)	-0.0748 (-5.53)	0.0274 (3.46)	0.0196 (2.94)	0.789	0.757	0.0073
<i>HP-λC</i>	0.0194 (3.32)	0.0105 (2.27)	-0.0065 (-1.48)	0.3379 (2.84)	0.1620 (1.92)	0.4613 (4.12)	-0.0744 (-5.60)	0.0267 (3.44)	0.0196 (3.01)	0.796	0.765	0.0070
<i>CI</i>	0.0249 (4.07)	0.0135 (2.82)	-0.0061 (-1.34)	0.1726 (2.19)	0.2029 (2.22)	0.3167 (2.64)	-0.0689 (-4.98)	0.0297 (3.79)	0.0251 (3.74)	0.784	0.751	0.0074
<i>VARESTR</i>	0.0257 (4.34)	0.0127 (2.78)	-0.0081 (-1.86)	0.1897 (2.19)	0.2122 (2.42)	0.3241 (2.89)	-0.0703 (-5.32)	0.0333 (4.46)	0.0231 (3.52)	0.803	0.773	0.0060

Estadísticos *t* entre paréntesis.

Cuadro 6A
Diagnóstico de residuales
Curva de Phillips (CP6)
"P-values" asociados

Modelo seleccionado:
$$\Delta LIPC_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 GAP_{t-1} + \alpha_5 \Delta LPM_{t-4} + \alpha_6 \Delta LIPC_{t-4} + \alpha_7 DU86_t + \alpha_8 P21_t + \alpha_9 P22_t + \varepsilon_t$$

<i>GAP</i>	Ljung-Box Lags: 15	ARCH 1	ARCH 4	White sin <i>t. cruzados</i>	White con <i>t. cruzados</i>	Jarque Bera	Reset
<i>HP</i>	0.623	0.027	0.155	0.035	0.047	0.639	0.227
<i>HP-λC</i>	0.626	0.020	0.144	0.017	0.144	0.809	0.307
<i>CI</i>	0.118	0.025	0.170	0.068	0.104	0.338	0.056
<i>VAR ESTR.</i>	0.195	0.125	0.328	0.138	0.292	0.431	0.271