

Universidad de los Andes  
Facultad de Economía

Es lineal la curva de Phillips en Colombia?

Asesor  
Javier Gómez Pineda

Presentado por  
Mario Nigrinis Ospina  
Cod 200027508

Diciembre de 2003

# Es Lineal la Curva de Phillips en Colombia?

Mario Nigrinis Ospina<sup>1</sup>

[mnigrios@banrep.gov.co](mailto:mnigrios@banrep.gov.co)

## Resumen

Este trabajo presenta evidencia empírica sobre la no linealidad de la curva de Phillips en Colombia partiendo de la hipótesis de capacidad restringida. Así mismo, los resultados sugieren un desplazamiento de la curva hacia abajo a partir de 1999. De esta manera la economía colombiana puede haber encontrado un menor nivel de inflación bajo condiciones de pleno empleo de los factores. La técnica econométrica que se empleó para probar la hipótesis fue el Filtro de Kalman con parámetro variable en el tiempo.

Los aportes del trabajo al estado del arte del estudio de la curva de Phillips en Colombia son tres. Primero la técnica de estimación utilizada. Segundo se prueba la existencia de asimetrías a partir de la hipótesis de capacidad restringida. Finalmente se encuentra un nivel de UCI de inflación estable.

## Palabras claves

Curva de Phillips, Brecha de Utilización de Capacidad Instalada, Asimetría

JEL: E31, C32

Diciembre 2003

---

<sup>1</sup> Artículo realizado como tesis de Magíster en Economía de la Universidad de los Andes asesorada por Javier Gómez Pineda. Se agradece la colaboración y comentarios de las personas que participaron en los seminarios donde se presentaron versiones previas de este documento. Quisiera agradecer especialmente la orientación recibida por el asesor de tesis y los comentarios y asistencia de Jesús Bejarano, Franz Hamman, Hernando Vargas y Juan Mauricio Ramírez. Los comentarios de los jurados, Mauricio Cárdenas y Andrés Fernández contribuyeron de manera invaluable al desarrollo del trabajo.

Las opiniones, errores y omisiones son responsabilidad del autor. En ningún caso comprometen al asesor ni a los jurados.

## Tabla de Contenido

1	Introducción .....	5
2	La Curva de Phillips: teoría y evidencia para Colombia.....	6
2.1	La teoría de la Curva de Phillips .....	6
2.2	La evidencia de la curva de Phillips en Colombia .....	10
3	Marco Empírico.....	11
3.1	El modelo.....	11
3.2	Los datos.....	16
4	Resultados .....	18
4.1	Una interpretación de la dinámica de la inflación en Colombia.....	23
5	Conclusiones .....	28
	Bibliografía .....	30
	Anexo 1. Las expectativa de inflación en Misas y Vásquez (2002) .....	34
	Anexo 2 El Filtro de Kalman.....	35
	Anexo 3 Los datos.....	36
	Anexo 4 Robustez de los resultados .....	39

## Tabla de Cuadros

Cuadro 1	Resultados Etapa I .....	18
Cuadro 2	Resultados prueba de hipótesis.....	22
Cuadro 3	Resultados de la Etapa 1 bajo diferentes valores de $\alpha$ .....	40

## Tabla de Gráficos

Gráfico 1	La Curva de Phillips .....	8
Gráfico 2	UCI vs Tasa de Desempleo Urbano .....	17
Gráfico 3	Utilización de la Capacidad Instalada .....	19
Gráfico 4	Brecha de la Utilización de la Capacidad Instalada.....	19
Gráfico 5	Parámetro $\gamma_t$ .....	20

Gráfico 6 La Curva de Phillips en Colombia .....	21
Gráfico 7 Respuesta de la inflación ante un choque en la brecha .....	22
Gráfico 8 Inflación sin alimentos.....	23
Gráfico 9 Devaluación Anual .....	24
Gráfico 10 Inflación de bienes importados .....	25
Gráfico 11 Inflación en los países industrializados .....	25
Gráfico 12 Tasa de Cambio Real.....	25
Gráfico 13 La Curva de Phillips en Colombia después de 1999.....	26
Gráfico 14 Tasa de interés de intervención.....	27
Gráfico 15 Brecha de la UCI.....	39

# 1 Introducción

Uno de los principales elementos sobre los que se construye la política monetaria es la relación, de corto plazo, entre la inflación y el nivel de actividad económica. Debido a los efectos negativos de la inflación sobre el crecimiento económico, el principal objetivo de la política monetaria es alcanzar y mantener un nivel bajo de inflación. Para cumplir este propósito, en Colombia la autoridad monetaria dispone como instrumento principal la tasa de interés. El mecanismo de transmisión de la política monetaria se da mediante variaciones de la tasa de interés que pueden afectar el nivel de gasto agregado de la economía y de esta manera el nivel general de actividad económica. Dependiendo de la forma que tenga la curva de Phillips va a operar el mecanismo de transmisión, teniendo diferentes implicaciones en la ejecución de la política monetaria.

La hipótesis del documento es que la curva de Phillips en Colombia es no lineal y es convexa. Una posible explicación de este fenómeno es la hipótesis de capacidad restringida. Esta parte del supuesto que en el corto plazo el stock de capital del que disponen las empresas es fijo. De esta manera ante un aumento continuo en el nivel agregado de gasto en la economía, las empresas empezarán a enfrentar “*cuellos de botella*”, que no les permitirán aumentar su producción y de esta manera surgirán presiones inflacionarias de demanda. La hipótesis de capacidad restringida sugiere que los precios se incrementarán de manera exponencial en la medida que la economía no pueda elevar su nivel de producción y la demanda por bienes continúe aumentando.

La metodología utilizada para probar la hipótesis es la siguiente: por medio de la aplicación de la técnica de Filtro de Kalman con parámetros constantes se estimó el nivel de utilización de capacidad instalada (en adelante UCI) de inflación estable de la economía. Una vez obtenida esta medida se calculó la brecha de la UCI<sup>2</sup>. Luego se desarrolla una segunda estimación en la que se utiliza la técnica de filtro de Kalman con

---

<sup>2</sup> La brecha se define como la diferencia entre el nivel de UCI observado en el periodo corriente y el nivel de UCI de inflación estable.

parámetro variable en el tiempo, se aprovecha la medida de brecha de la UCI estimada en la primera etapa y se asume, en el sistema de ecuaciones, que ésta es una variable observada. De esta manera se calcula la respuesta de la inflación al tamaño de la brecha como un parámetro variable en el tiempo.

El trabajo está organizado en cinco capítulos incluyendo esta introducción. El siguiente capítulo presenta los aspectos teóricos relevantes sobre la curva de Phillips, la hipótesis de capacidad restringida y hace una breve reseña de la evidencia empírica que existe para Colombia. En la siguiente sección se trata de manera explícita el modelo a estimar y se describe la base de datos. El cuarto capítulo presenta los principales resultados del modelo y un contraste de éstos a la luz de la dinámica de la inflación en Colombia para el periodo de estudio. El último capítulo presenta las conclusiones e implicaciones para la política monetaria derivadas del análisis.

## 2 La Curva de Phillips: teoría y evidencia para Colombia

### 2.1 La teoría de la Curva de Phillips

La curva de Phillips es un modelo que relaciona la tasa de inflación con una medida de brecha que puede definirse como de producto, desempleo, salarios o utilización de capacidad instalada (Phillips 1958). En el caso de una curva de Phillips aumentada (Friedman 1968 y Phelps 1967), la tasa de inflación depende de las expectativas de inflación de los agentes. Siguiendo a Gordon (1997), los factores determinantes de la inflación se pueden clasificar en tres categorías: un efecto de persistencia (rezagos de la inflación que también pueden ser compensados por las expectativas de inflación), factores de demanda (provenientes de desequilibrios reales como la brecha de la UCI), y choques de oferta (como variaciones en los precios provenientes de factores climáticos en el caso de los alimentos no procesados, cambios en la regulación que pueden afectar el precio de los servicios públicos o variaciones en el precio internacional de cierto tipo de bienes como el petróleo). Teniendo en cuenta estos determinantes se puede plantear una curva de Phillips de la siguiente forma:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_t^e + a(L)\pi_{t-1} + b(L)D_t + c(L)Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

La variable dependiente  $\pi_t$  es la tasa de inflación,  $\pi_t^e$  es la inflación esperada para el periodo corriente (el mecanismo de formación de expectativas puede ser de tipo adaptativo o racional), el efecto de la persistencia o inercia es modelado por la inflación rezagada  $\pi_{t-1}$ ,  $D_t$  es el exceso de demanda ( $D_t < 0$  indica que la economía está operando por debajo de su nivel de producto de pleno uso de factores o potencial),  $Z_t$  es un vector de choques de oferta (tal que  $Z_t = 0$  en la ausencia de éstos) y  $L$  es un polinomio autorregresivo.

El modelo se desarrolla bajo el supuesto de homogeneidad dinámica, es decir que la suma de los coeficientes de los términos de la inflación ( $\phi$  y  $a(L)$ ) es uno y donde la suma de los coeficientes de las variables de los choque de oferta ( $c(L)$ ) es igual a cero, de tal manera que éstos no tienen efecto sobre la tasa de inflación de largo plazo.. Esto implica que en el largo plazo las variables nominales no tienen efecto sobre las variables reales<sup>3</sup>.

Existen diferentes aproximaciones a la no linealidad de la curva de Phillips. En este caso se sigue la metodología propuesta por St Aubyn (1999) y Alvarez (2000), que parte de la *hipótesis de capacidad restringida* (también sugerida por Dupasquier (1998) y Macklem (1997)). Ésta supone que las firmas pueden enfrentar problemas para ampliar su capacidad de producción en el corto plazo debido a la presencia de costos de ajuste de capital. Estos costos están asociados a restricciones que pueden ser

---

<sup>3</sup> Resolviendo la ecuación (1) en el estado estacionario, suponiendo una estructura inercial con un solo rezago de la inflación y un efecto de “*passtrough*” de la inflación internacional mediante la inflación de bienes importados tenemos que  $\pi_t = \pi_t^e = \pi_{t-1}$ ,  $\pi_t^m = \pi_{t-2}^m$  y como la economía está operando bajo el pleno empleo de los factores entonces  $D_t = 0$ . La ecuación se puede escribir entonces como:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_t^e + \phi_2 \pi_{t-1} + (1 - \phi_1 - \phi_2) \pi_{t-2}^m + \gamma D_t$$

$$\pi_t - \phi_1 \pi_t^e - \phi_2 \pi_{t-1} = (1 - \phi_1 - \phi_2) \pi_{t-2}^m$$

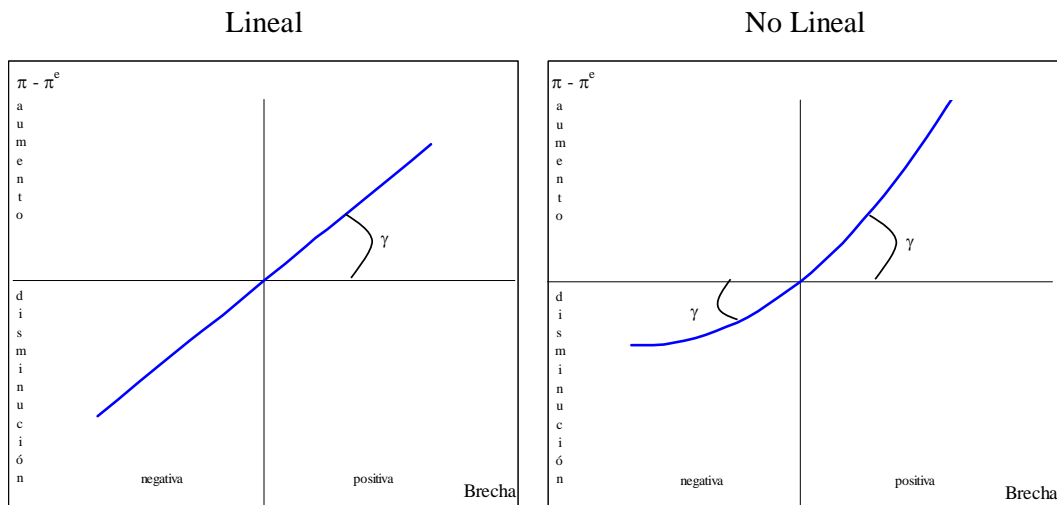
$$\pi_t (1 - \phi_1 - \phi_2) = \pi_t^m (1 - \phi_1 - \phi_2)$$

$$\pi_t = \pi_t^m$$

De esta manera, en el largo plazo la inflación doméstica converge a la tasa de inflación mundial

tecnológicas (hace referencia a los costos en que incurre una empresa cuando decide modernizar o ampliar su stock de capital) o financieras (racionamiento del crédito) e impiden a las empresas desarrollar proyectos de inversión, limitando así la posibilidad que tienen éstas de ampliar su stock de capital ante un incremento en la demanda por los bienes que produce. Dada una oferta limitada de bienes, en la medida que las presiones de demanda (reflejadas en el nivel de gasto de la economía) aumenten, los precios se ajustarán de manera exponencial. El otro caso es cuando la economía opera con una brecha de producto negativa (bajo un exceso de oferta). En este escenario la estructura de costos fijos de la empresa aunada a la rigidez de los salarios nominales a la baja y los costos de despido, limitan la capacidad que tienen las empresas para disminuir sus precios, aún bajo situaciones de amplias brechas negativas. La forma de la curva de Phillips bajo la hipótesis de capacidad restringida se ilustra en el gráfico 1.

Gráfico 1 La Curva de Phillips



Según Macklem (1997) existen tres claras implicaciones para la política monetaria cuando la forma de la curva de Phillips es convexa en vez de lineal. La primera tiene que ver con los efectos que tiene sobre el nivel de actividad económica un cambio en las tasas de interés de intervención del Banco Central. Suponiendo una política monetaria expansiva, si la economía se encuentra operando con una brecha negativa, los efectos de una disminución de la tasa de intervención serán principalmente sobre el nivel de producto, pero si la brecha es positiva los efectos serán inflacionarios.



Una segunda implicación (siguiendo a Laxton, Tetlow y Rose (1993)) es que una política económica orientada a suavizar los ciclos económicos permitirá alcanzar mayores niveles de producto en el largo plazo. Dada la existencia de ciclos económicos y una curva de Phillips convexa, la única manera en que la autoridad monetaria puede cumplir el objetivo de tener una tasa de inflación estable es que la economía usualmente opere por debajo del potencial con el fin de compensar los periodos de expansión. Bajo una curva de Phillips lineal, los efectos inflacionarios cuando la brecha es positiva en un punto porcentual son compensados por una brecha negativa de igual magnitud. En el caso de una curva de Phillips no lineal, los efectos inflacionarios deben ser compensados con una brecha más negativa. En la medida que el ciclo económico sea suave, menor será la necesidad de inducir recesiones y de esta manera, en el largo plazo el nivel de producto será mayor. Lo anterior implica que la política monetaria debe ser activa para lograr contrarrestar las desviaciones del producto, relativo al potencial, provenientes de choques a la demanda agregada.

Una tercera implicación de una curva de Phillips convexa (Macklem 1997) para la política monetaria, es que ésta debe ser conducida teniendo en cuenta un horizonte de acción más amplio o lejano que en el caso de una curva de Phillips lineal. Teniendo en cuenta el rezago con que el nivel de gasto de la economía responde a cambios en la tasa de interés, y que luego transcurre otro periodo de tiempo mientras que la inflación es afectada por las variaciones en la absorción, el Banco Central no puede esperar a que se presenten síntomas de recalentamiento de la economía, sino que debe ser capaz de anticiparlos. Lo anterior es válido para cualquier curva de Phillips. Sin embargo en el caso de una curva convexa, como se ha mencionado previamente, la manera para poder compensar los periodos inflacionarios es acentuando el ciclo económico. De esta manera, una curva de Phillips no lineal exige que el Banco Central tenga que anticipar y actuar de una manera más preventiva para poder mantener tasas de inflación estables, y conducir políticas desinflacionarias de forma gradual dada la fuerte fluctuación en el ciclo económico que impondría una estrategia más agresiva.

## 2.2 La evidencia de la curva de Phillips en Colombia

Entre los trabajos previos que se han hecho en Colombia sobre la curva de Phillips se destacan los de Misas y López (1999), Gómez y Julio (2000) y Gómez (2002). En el primero, los autores hacen una revisión empírica y analizan la capacidad de predicción de la inflación de diferentes modelos lineales. Aunque en su trabajo consideran la posible existencia de una relación no lineal o asimétrica, atribuyen que ésta se puede presentar por una mala especificación del modelo. Los autores encuentran que un modelo lineal que tenga en cuenta la estacionalidad de la inflación, sus valores atípicos, el efecto del precio de los bienes importados y la probabilidad de un cambio de régimen “estimado a partir de la metodología “*switching*” de Halmiton (1994)”, es un modelo bien especificado que no presenta evidencias de no linealidad, y además es una buena herramienta para predecir la inflación.

En el segundo trabajo, los autores estudian el caso de una relación asimétrica de la curva de Phillips para Colombia. Siguiendo a Laxton (1999), señalan que la principal razón por la cual es difícil identificar la no linealidad de la curva de Phillips, es que si las autoridades económicas han logrado suavizar el ciclo económico, la información disponible se va a concentrar en la parte central de la curva. Por esta razón, se requiere tener información cuando han ocurrido fuertes fluctuaciones del producto, ya que la no linealidad se presenta en los extremos de la curva. La metodología empleada es una estimación del nivel de desempleo de inflación estable (NAIRU variable en el tiempo) mediante el filtro de Kalman. De manera recursiva relacionan los movimientos de la NAIRU con la tasa de inflación. Finalmente hacen un análisis de sensibilidad de la inflación que pronosticaría el modelo dadas diferentes tasas de desempleo. Encuentran que la disminución de la inflación es sensible al tamaño de la brecha de desempleo, evidencia para concluir que existe una relación no lineal de la curva de Phillips en Colombia.

En Gómez (2002) el autor estudia los efectos que la indexación salarial tiene sobre la inercia inflacionaria, la formación de expectativas de los agentes y el costo de la desinflación. El autor encuentra la existencia de una rigidez salarial y la identifica como uno de los factores determinantes en la forma de la curva de Phillips en

Colombia. Así mismo señala que si la política monetaria es creíble, y las negociaciones salariales se hacen teniendo en cuenta expectativas racionales y no adaptativas, el costo de la desinflación disminuye. De esta manera se puede inferir que el mecanismo de formación de los agentes puede determinar la forma de la curva de Phillips.

Este trabajo hace tres contribuciones al estudio de la curva de Phillips en Colombia. Primero, encuentra una medida de utilización de capacidad instalada de inflación estable. Segundo, explora la *hipótesis de capacidad restringida* para Colombia. Finalmente, utiliza una nueva metodología al hacer una estimación con un filtro de Kalman con parámetros variables en el tiempo.

### 3 Marco Empírico

#### 3.1 El modelo

Siguiendo a Gordon (1997) se parte de un modelo triangular como el especificado en la ecuación 1. Sin embargo, en este documento no se hace énfasis en los choques de oferta que afectan la inflación. De esta manera, se va a trabajar con la inflación sin alimentos como *proxy* de la inflación básica<sup>4</sup> en Colombia. Igualmente se tiene en cuenta que una de las fuentes de persistencia o inercia en la inflación puede ser originada en el efecto del *passthrough* sobre la inflación, para lo cual se considera la inflación de bienes importados en moneda doméstica. A diferencia del trabajo de Dupasquier (1998), no se utiliza la tasa de cambio real de Colombia, ya que ésta es una medida de precios relativos entre países y puede llegar a sesgar la estimación del *passthrough*<sup>5</sup>. Como medida de desequilibrios reales se utiliza la brecha de la utilización

---

<sup>4</sup> La inflación básica es una medida donde la inflación no es afectada por choques de oferta. En los países industrializados se considera como inflación básica aquella que excluye el comportamiento de los precios de alimentos, afectados por factores climáticos, y el precio de la energía y los combustibles. En Colombia el Banco de la República utiliza tres medidas de inflación básica, entre esas la inflación sin alimentos.

<sup>5</sup> La tasa de cambio real (TCR) se define como:  $TCR = \frac{P^*}{P} E$  donde  $P^*$  es el nivel de precios internacionales,  $P$  el nivel de precios domésticos y  $E$  el tipo de cambio nominal. La TCR puede permanecer estable si el nivel de precios relativos es constante, es decir si aumentan o disminuyen en

de la capacidad instalada. De esta manera, la ecuación 1 se puede volver a escribir como:

$$\pi_t^b = \phi_1 \pi_t^{be} + a(L) \pi_{t-1}^m + b(L) g_{t-1} + \varepsilon_t^\pi \quad (2)$$

donde  $\pi^b$  es la inflación sin alimentos,  $\pi^{be}$  es la inflación sin alimentos esperada,  $\pi^m$  la inflación de los bienes importados,  $g$  es la brecha de la UCI,  $\phi$  y  $a(L)$  son los parámetros asociados a la inflación esperada y el *pass through* y  $b(L)$  son los parámetros que miden el efecto de la brecha sobre la inflación.

Se asume que los agentes tienen expectativas de tipo adaptativo y que su mecanismo de formación es:

$$\pi_t^{be} = \pi_{t-1}^b \quad (3)$$

Teniendo en cuenta las consideraciones que hacen Misas y López (1999) sobre la no linealidad de la curva de Phillips al modelar de manera errónea las expectativas de inflación, los resultados de Gómez (2002) que demuestran que en Colombia el proceso de formación de expectativas de los agentes es una combinación entre adaptativas y racionales y como prueba de robustez de los resultados obtenidos en este trabajo, se hace una segunda estimación utilizando como medidas de expectativas las calculadas por Misas y Vásquez (2002)<sup>6</sup>. De esta manera otro mecanismo de formación de expectativas que se va a considerar es de la forma:

$$\pi_t^{be} = \pi_t^{eMV} \quad (4)$$

donde  $\pi^{eMV}$  son la expectativas de inflación estimadas en Misas y Vásquez (2002).

igual proporción. De esta manera, un país puede estar experimentando un proceso inflacionario el cual no necesariamente se va a reflejar en la TCR si otros países pasan por un fenómeno similar. Así mismo la TCR puede permanecer constante según las variaciones de  $E$ , lo cual afectará los precios de los bienes importados en moneda doméstica. Por esta razón, utilizar una medida de precios relativos entre países puede llegar a sesgar la estimación del efecto de la inflación de los bienes importados sobre el nivel general de precios.

<sup>6</sup> Respecto a la manera como se adaptaron sus resultados a este trabajo ver el Anexo 1.

Reemplazando la ecuación (3) en la (2), suponiendo que el mecanismo de formación de expectativas es de tipo adaptativo, una primera curva de Phillips ha estimar tiene la siguiente forma funcional:

$$\pi_t^b = \phi_1 \pi_{t-1}^b + (1 - \phi_1) \pi_{t-2}^m + \gamma g_{t-1} + \varepsilon_t^\pi \quad (5)$$

Las variables de mayor interés en este trabajo son la brecha de la UCI ( $g_{t-1}$ ) y la respuesta de la inflación a ésta última ( $\gamma$ ). Para calcular estas variables se hace una estimación en dos partes o etapas. Primero se considera la brecha ( $g_{t-1}$ ) como una variable no observada y el parámetro  $\gamma$  es invariable en el tiempo. La segunda parte supone que la brecha es conocida (se utiliza la medida estimada en la parte 1) y se plantea la estimación de  $\gamma$  como un parámetro variable en el tiempo ( $\gamma_t$ ).

La brecha de la UCI ( $g$ ) se define como la diferencia entre el nivel de UCI observado en el periodo corriente y el nivel de UCI de inflación estable. Dado que ésta última es una variable no observada, se utiliza la metodología del Filtro de Kalman<sup>7</sup> para su estimación. De esta manera se descompone la UCI ( $\mu_t$ ) entre su componente cíclico ( $g_t$ ) y permanente ( $\mu_t^*$ ). Este último se interpreta como el nivel de UCI de inflación estable.

$$\mu_t = \mu_t^* + g_t \quad (6)$$

Reemplazando la ecuación (6) en (5), la curva de Phillips a estimar es de la forma:

$$\pi_t^b = \phi_1 \pi_{t-1}^b + (1 - \phi_1) \pi_{t-2}^m + \gamma (\mu_{t-1} - \mu_{t-1}^*) + \varepsilon_t^\pi \quad (7)$$

Siguiendo a Gordon (1997) y Stock (1999), se hace el supuesto que la UCI de inflación estable ( $\mu_t^*$ ), que es el componente permanente o tendencial de la UCI observada sigue un paseo aleatorio

$$\mu_t^* = \mu_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\mu^*} \quad (8)$$

---

<sup>7</sup> Una breve referencia sobre el Filtro de Kalman y la estimación por máxima verosimilitud se encuentra en el Anexo 2

Conway y Hunt (1997) muestran que al suponer que el componente cíclico (la brecha o gap), sigue un proceso estacionario autoregresivo de orden 2 se pueden simular ciclos económicos con una duración aproximada de 8 años.

$$g_t = \phi_2 g_{t-1} + \phi_3 g_{t-2} + \varepsilon_t^g \quad (9)$$

Las ecuaciones anteriores (7, 8 y 9), se pueden escribir como un sistema de ecuaciones espacio – estado (Harvey 1994), donde (10) es la ecuación de medida, (11) la ecuación de transición y (12) es la matriz de varianza y covarianza del sistema.

$$[\mu_t] = [0 \quad 1 \quad 1 \quad 0] \times \begin{bmatrix} \pi_t^b \\ \mu_t^* \\ g_t \\ g_{t-1} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{bmatrix} \pi_t^b \\ \mu_t^* \\ g_t \\ g_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & 0 & \gamma & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_2 & \phi_3 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^b \\ \mu_{t-1}^* \\ g_{t-1} \\ g_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 - \phi_1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} [\pi_{t-2}^m] + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^{\mu^*} \\ \varepsilon_t^g \\ 0 \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \phi_6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (12)$$

donde  $\Sigma = \begin{bmatrix} R & 0 \\ 0 & Q \end{bmatrix}$  y R y Q son las matrices de varianza y covarianza de la ecuación de medida y transición respectivamente.

Los supuestos económicos y las restricciones estadísticas que se imponen para resolver el modelo son las siguientes:

- Para que el “*pass-through*” y la respuesta de la inflación a la brecha sean positivos se debe cumplir que:

$$\begin{aligned} (1-\phi_1) &> 0 \\ \gamma &> 0 \end{aligned} \quad (13)$$

- Para que la ecuación de la brecha siga un comportamiento estacionario se debe cumplir que las raíces del polinomio autoregresivo se ubiquen dentro del círculo unitario (Enders 1995 y Hamilton 1994). Para cumplir esta condición los valores de  $\phi_2$  y  $\phi_3$  deben cumplir la siguiente restricción:

$$\begin{aligned} \phi_2 + \phi_3 &< 1 \\ \phi_3 - \phi_2 &< 1 \end{aligned} \quad (14)$$

- Los choques sobre el ciclo priman sobre los choques al componente permanente

$$\frac{\text{Var} \mathcal{E}_t^{u^*}}{\text{Var} \mathcal{E}_t^g} < 1 \quad (15)$$

es decir que las varianzas de las ecuaciones 8 y 9 se pueden expresar como una función lineal ( $\text{Var} [\varepsilon_t^{u^*}] = \alpha \text{Var}[\varepsilon_t^g]$ ). Lo anterior implica que la matriz de varianzas y covarianzas del sistema se puede escribir como:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \alpha\phi_5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \phi_5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (16) \text{ donde } \alpha \text{ es constante y } 0 < \alpha < 1$$

Y las varianzas estimadas de los choques de cada ecuación deben ser mayores que cero. Para imponer esta restricción se optó por modelar los parámetros de la siguiente manera:

$$\text{Var}(\varepsilon_t^\pi) = \exp(\phi_4)$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t^{u^*}) = \alpha \times \exp(\phi_5) \quad (17)$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t^g) = \exp(\phi_5)$$

Una vez estimada la medida de brecha ( $g_t$ ) se procede a estimar el parámetro  $\gamma$  como un parámetro variable en el tiempo ( $\gamma_t$ ) mediante un segundo Filtro de Kalman. A continuación se plantea el sistema de ecuaciones para la estimación. En esta ocasión la brecha se considera como una variable observada.

$$\begin{aligned}\pi_t^b &= \phi_1 \pi_{t-1}^b + (1 - \phi_1) \pi_{t-2}^m + \gamma_t g_{t-1} + \varepsilon_t^\pi \\ \gamma_t &= k_1 + k_2 g_t + \varepsilon_t^\gamma\end{aligned}\quad (18)$$

Una vez estimado el parámetro  $\gamma_t$ , se procede a probar la hipótesis de no linealidad. La curva de Phillips es asimétrica si se encuentra que  $\gamma_t$  es función del tamaño de la brecha ( $g_t$ ).

$$\gamma_t = k_1 + k_2 g_t + \varepsilon_t^\gamma \quad (19)$$

No rechazar la hipótesis sobre la no linealidad de la curva de Phillips implica que se debe cumplir que  $k_2 > 0$  y es estadísticamente significativo. Esta prueba se hace mediante una regresión simple por el método de mínimos cuadrados ordinarios.

### 3.2 Los datos

En la teoría de la curva de Phillips se pueden introducir diversas medidas de brecha para estimar la relación existente entre la inflación y los desequilibrios provenientes de la demanda (brecha de producto, desempleo, etc). En el caso colombiano, por razones de tipo estadístico y por cambios en la metodología no existen series “largas” para el PIB y el desempleo<sup>8</sup>. Por el contrario, la medida de UCI viene siendo calculada para la industria por Fedesarrollo<sup>9</sup> de manera sistemática desde 1981 con frecuencia trimestral. Es así como la UCI es una de las pocas series que quedan en el país para intentar obtener medidas de desequilibrio provenientes de la demanda.

---

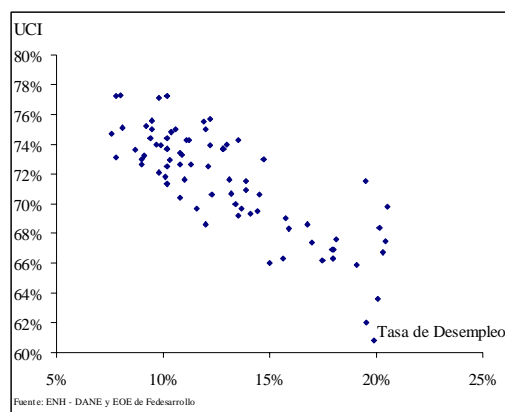
<sup>8</sup> En el caso del PIB, el DANE lo calcula con frecuencia trimestral desde 1994. Este trabajo lo hizo el DNP para el periodo 1977-1996. Sin embargo, la diferencia metodológica del trabajo hecho por ambas entidades hace que las series no se puedan empalmar. En el caso de desempleo, a partir del año 2000 el DANE introdujo una variación en la definición, además de cambiar el proceso de recolección de datos.

<sup>9</sup> La medida de UCI se obtiene a partir de las Encuestas de Opinión Empresarial (EOE) que hace Fedesarrollo a una muestra representativa de las empresas que conforman el sector de la industria manufacturera colombiana. Es una pregunta de tipo cuantitativo que se hace en las encuestas de los meses de febrero, mayo, agosto y noviembre.



La UCI de la industria es una buena medida de la UCI de la economía. En la literatura internacional se encuentran diversos trabajos que han utilizado esta variable como medida de la actividad económica (Moudud 2000, Brayton, Roberts y Williams 1999). En el caso colombiano, una aproximación es considerar la relación existente entre la UCI y la tasa de desempleo para 7 ciudades en el periodo 1984-2003 (Ver Gráfico 2). Se encuentra una correlación significativa de  $-0.84$  para la muestra. De esta manera, la UCI de la industria parece ser una buena aproximación de la UCI de la economía en su conjunto.

Gráfico 2 UCI vs Tasa de Desempleo Urbano



Para el caso de la inflación sin alimentos y de bienes importados se utilizaron los datos del Índice de Precios al Consumidor (IPC) sin alimentos cuya fuente es el DANE y el Índice de Precios al Productor (IPP) de los bienes importados construido por el Banco de la República. Los datos están disponibles si se solicitan al autor. Una explicación sobre la metodología y la muestra de la encuesta de opinión empresarial de Fedesarrollo y sobre el IPP de bienes importados se incluye en el anexo 3.

Las estimaciones se hicieron para una muestra con frecuencia trimestral para el periodo entre el primer trimestre de 1981 (1981:01) hasta el segundo trimestre de 2003 (2003:02). Las series fueron desestacionalizadas por el método X-11 multiplicativo.

En el caso del modelo estimado utilizando las series de expectativas de inflación calculadas por Misas y Vásquez (2002), el periodo de estimación es a partir del tercer trimestre de 1981 (1981:03) hasta el tercer trimestre de 2001 (2001:03) debido a la disponibilidad de los datos.

## 4 Resultados

El cuadro 1 presenta los resultados del modelo para la primera etapa (estimación de la brecha de UCI). En la parte superior del cuadro se presentan los resultados cuando se supone que el mecanismo de formación de expectativas es de tipo adaptativo. La parte inferior muestra los resultados al utilizar la serie de expectativas estimada en Misas y Vásquez (2000) (en adelante MV). En ambos casos los parámetros cumplen las restricciones estadísticas y concuerdan con los supuestos económicos. Se observa que el ciclo de la UCI sigue un proceso estacionario de orden 2. Finalmente, se encuentra que la relación entre la inflación y la brecha de la UCI es positiva y significativa en ambos casos. Las varianzas estimadas son positivas y significativas (Ver ecuación 17). Los resultados presentados se estimaron suponiendo que  $\alpha = 0.85$ , es decir, que la varianza de los choques que afectan el componente permanente de la UCI es un 85.0% de la varianza de los choques que afectan el componente cíclico. Los resultados son robustos a diferentes medidas de  $\alpha$  y de brechas de UCI (Ver Anexo 4).

Cuadro 1 Resultados Etapa I						
$\pi_t^b = \phi_1 \pi_{t-1}^b + (1 - \phi_1) \pi_{t-2}^m + \gamma g_{t-1} + \varepsilon_t^\pi$						
$g_t = \phi_2 g_{t-1} + \phi_3 g_{t-2} + \varepsilon_t^g$						
	$\phi_1$	$\gamma$	$\phi_2$	$\phi_3$	$\phi_4$	$\phi_5$
Valor	<b>0.86</b>	<b>0.07</b>	<b>0.97</b>	<b>-0.001</b>	<b>-10.57</b>	<b>-9.35</b>
<i>t-statistic</i>	16.63	3.60	65.86	-0.26	-69.12	-106.74
$\pi_t^b = \phi_1 \pi_t^{eMV} + (1 - \phi_1) \pi_{t-2}^m + \gamma g_{t-1} + \varepsilon_t^\pi$						
Valor	<b>0.58</b>	<b>0.15</b>	<b>0.95</b>	<b>-0.000</b>	<b>-10.50</b>	<b>-8.38</b>
<i>t-statistic</i>	10.62	1.93	22.30	-0.16	-60.08	-63.91

El gráfico 3 muestra la medida estimada de UCI de inflación estable (UCI\*, el componente tendencial o permanente). La pendiente negativa que presenta está asociada al comportamiento que ha tenido la UCI en la última parte de la década de los 90. Así mismo se observa una disminución importante en el segundo trimestre de 1983 y 1999,

que está claramente relacionada con la caída en la actividad económica que tuvo lugar en esos periodos de tiempo. El nivel de UCI\* cuando se hace la estimación con la formación de expectativas MV es más bajo. Este resultado es esperado teniendo en cuenta que esta variable se calcula como el componente permanente de la UCI observada y el periodo de estimación sólo va hasta 2001:03. De esta manera, la fuerte disminución que presentó la UCI entre el periodo 1998:03 y 1999:04 afectan sensiblemente la descomposición de la serie.

Gráfico 3 Utilización de la Capacidad Instalada

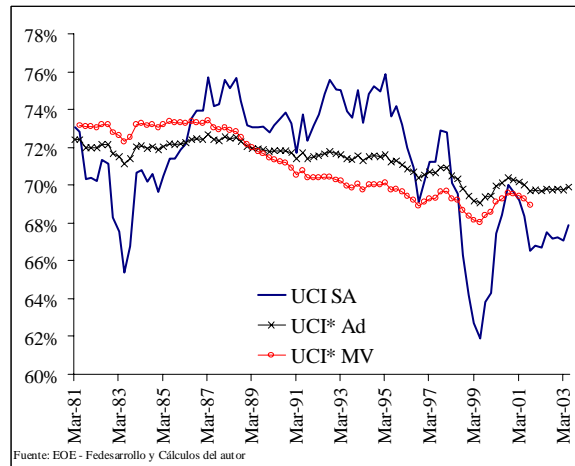
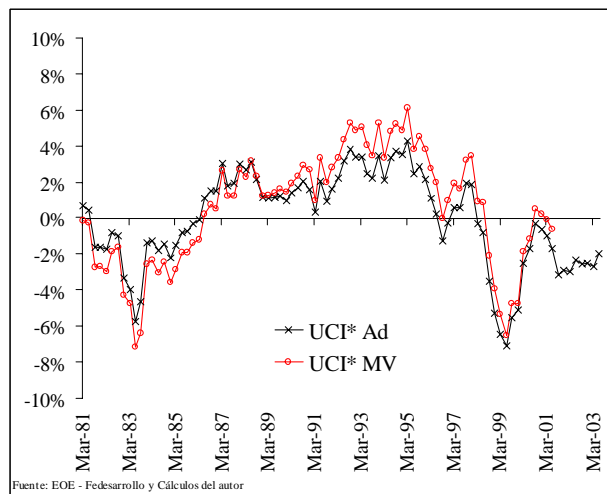


Gráfico 4 Brecha de la Utilización de la Capacidad Instalada

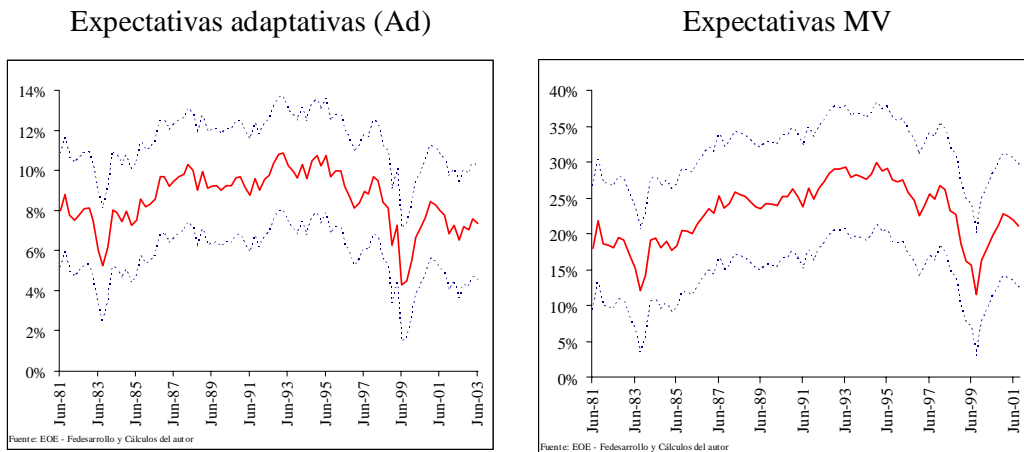


La brecha de la UCI (componente cíclico) es consistente con la historia económica reciente del país. En el gráfico 4 se observa la desaceleración en la actividad que tuvo lugar en 1992 debido al apagón, la caída del producto en 1997 y luego la

recesión de 1999. En esta ocasión no se aprecian diferencias significativas entre las medidas de brecha estimadas según el mecanismo de formación de expectativas supuesto. De esta manera, la razón que puede explicar la diferencia en la respuesta de la inflación al tamaño de la brecha que se observa en el cuadro 1 parece estar más asociada con la diferencia en el periodo de estimación y no en la formación de expectativas supuesta.

Una vez calculada la brecha de la UCI se estima un segundo filtro de Kalman, donde ésta variable se considera observada y se procede a estimar la respuesta de la inflación al tamaño de la brecha como un parámetro variable en el tiempo ( $\gamma_t$ ). El gráfico 5 presenta el parámetro  $\gamma_t$  a lo largo del tiempo y su intervalo de confianza (de dos desviaciones estándar) para los dos mecanismos de formación de expectativas. Al comparar con el comportamiento de la brecha de la UCI se encuentra para ambas especificaciones una clara relación, especialmente en los periodos de una amplia brecha negativa, donde  $\gamma_t$  alcanza sus valores mínimos a lo largo del periodo de la estimación. Así mismo, es importante tener en cuenta que el límite inferior del intervalo de confianza nunca pasa por 0, lo que se puede interpretar como un indicador de la significancia de  $\gamma_t$  a lo largo de la muestra. La única diferencia significativa, además de la magnitud del parámetro, es la amplitud del intervalo de confianza

Gráfico 5 Parámetro  $\gamma_t$

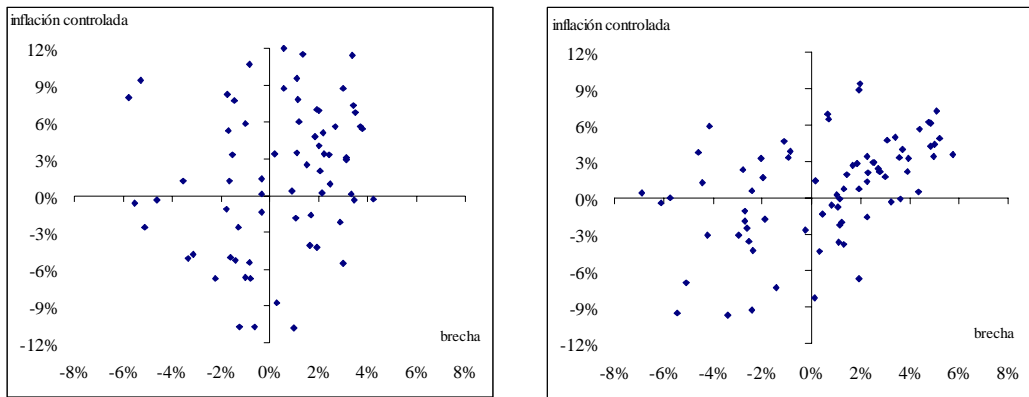


El gráfico 6 muestra la curva de Phillips estimada para ambas especificaciones. En el eje vertical está la inflación “controlada”<sup>10</sup> y en el eje horizontal la brecha estimada de UCI. Aunque en ambos casos se observa una curva de Phillips no lineal, la dispersión de las observaciones es notablemente mayor en la estimación hecha con expectativas adaptativas. Lo anterior confirma las serias implicaciones que tiene para el ejercicio modelar de manera errónea las expectativas de inflación de los agentes.

Gráfico 6 La Curva de Phillips en Colombia

Expectativas Ad

Expectativas MV



Una vez estimada la brecha de la UCI y el parámetro  $\gamma_t$ , se procede a probar la hipótesis de no linealidad de la curva de Phillips. Los resultados de la prueba se muestran en el cuadro 2. La hipótesis no se rechaza en ninguna de las dos especificaciones de formación de expectativas, ya que para ambos casos se encuentra que  $k_2$  es significativo y positivo.

<sup>10</sup> La inflación “controlada” se define como:

$$\left[ \frac{\pi_t^b - \phi_1 \pi_{t-1}^b - (1 - \phi_1) \pi_{t-2}^m}{\gamma_t} \right] \text{ para la especificación con expectativas adaptativas y}$$

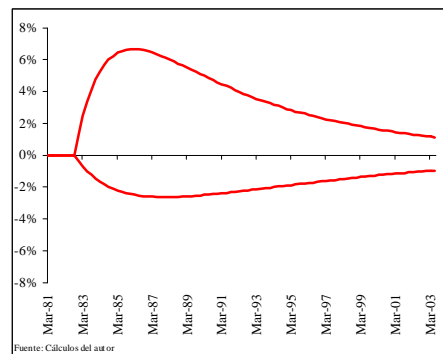
$$\left[ \frac{\pi_t^b - \phi_1 \pi_t^{eMV} - (1 - \phi_1) \pi_{t-2}^m}{\gamma_t} \right] \text{ para la especificación con las expectativas MV}$$

Cuadro 2 Resultados prueba de hipótesis		
$\gamma_t = k_1 + k_2 g_t + \varepsilon_t^\gamma$ bajo expectativas Ad		
	$k_1$	$k_2$
Valor	<b>0.08</b>	<b>0.48</b>
<i>p-value</i>	0.00	0.00
R <sup>2</sup> ajustado = 0.80 DW = 1.78		
$\gamma_t = k_1 + k_2 g_t + \varepsilon_t^\gamma$ bajo expectativas MV		
	$k_1$	$k_2$
Valor	<b>0.22</b>	<b>1.28</b>
<i>p-value</i>	0.00	0.00
R <sup>2</sup> ajustado = 0.86 DW = 1.86		

Finalmente para verificar la consistencia de los resultados, se calcula la función de impulso respuesta de la inflación ante un choque a la brecha del producto. Se analizan dos choques, el primero, un aumento de la brecha de 10pp y el segundo, una caída de la brecha de igual magnitud. Los cálculos se hacen para la especificación de expectativas Ad y utilizan las estimaciones para la brecha ( $g_t$ ) y respuesta de la inflación a la brecha ( $\gamma_t$ ) correspondientes. Los resultados se presentan en el gráfico 7.

Es claro que la repuesta de la inflación ante los choques a la brecha es asimétrica, lo que valida la hipótesis de no linealidad de la curva de Phillips en Colombia.

Gráfico 7 Respuesta de la inflación ante un choque en la brecha



#### 4.1 Una interpretación de la dinámica de la inflación en Colombia

Teniendo en cuenta los resultados encontrados en este trabajo, a continuación se presenta una interpretación de la dinámica de la inflación en Colombia. Ésta se hace a la luz del modelo estimado, donde la inflación sin alimentos es explicada por el ciclo económico, la inflación de bienes importados y las expectativas de inflación.

Para el periodo entre 1981 y 2003 se identifican tres episodios en la evolución de la inflación sin alimentos en Colombia (Gráfico 8). Dos en los cuales la inflación presentó una tendencia descendente (desde 1981 hasta 1984 y entre 1991 hasta 2003), y uno en el que ésta se aceleró (entre 1985 y 1990).

Gráfico 8 Inflación sin alimentos

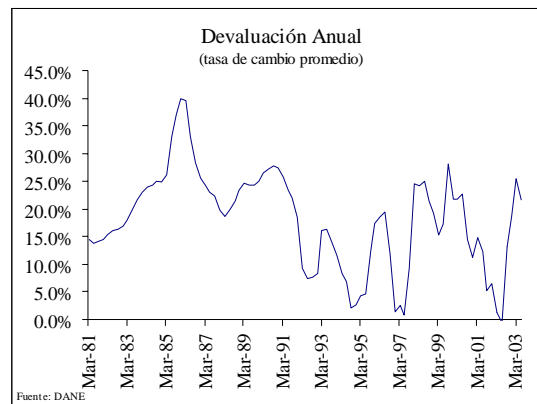


La caída en la inflación en la primera parte de la década de los ochenta está explicada por una brecha de UCI negativa, la cual alcanza su punto más negativo en el segundo trimestre de 1983 (Gráfico 4). Este episodio coincide con la desaceleración de la actividad económica en Colombia debido a la crisis de deuda externa que experimentaron en ese momento los países latinoamericanos. En 1983 la brecha negativa de la UCI en su punto máximo fue 5.7%.

El ajuste cambiario de 1985 (Gráfico 9), cuyo propósito fue enfrentar una crisis en la balanza de pagos marca el inicio del segundo episodio identificado, en el cual la inflación sin alimentos se incrementó hasta 1990, cuando alcanzó su punto máximo. Entre estos años la economía estuvo operando por encima de su potencial (Ver Gráfico 4) y la brecha positiva de UCI alcanzó un nivel máximo de 3.1%.

Es importante señalar que para alcanzar una reducción de la inflación sin alimentos de 2.9 puntos porcentuales entre 1981 y 1984<sup>11</sup>, se requirió una brecha negativa de UCI de -5.4%, mientras que entre 1985 y 1990 la inflación sin alimentos aumentó 3.9 puntos porcentuales con una brecha positiva de UCI de 3.1%. Estos dos episodios ilustran la no linealidad de la curva de Phillips en Colombia y están claramente relacionados con la dinámica del parámetro  $\gamma_t$  (Gráfico 5) estimada en este trabajo.

Gráfico 9 Devaluación Anual



La independencia del Banco de la República contemplada en la constitución de 1991 y el inicio de la apertura económica fueron los principales cambios institucionales que dieron inicio al tercer episodio identificado. La inflación sin alimentos disminuyó entre 1991 y 1996 a pesar de que la economía estaba operando por encima de su potencial (de acuerdo con el modelo estimado, la economía presentó una brecha positiva

<sup>11</sup> La inflación trimestral sin alimentos del primer trimestre de 1981 fue 6.3% mientras que en el primer trimestre de 1984 fue 3.4%.



promedio de 2.5% en este periodo). Esta dinámica de la inflación es el resultado de dos fuerzas contrapuestas. La presión inflacionaria por el lado del gasto que fue claramente compensada por la presión desinflacionaria de la inflación de bienes importados.

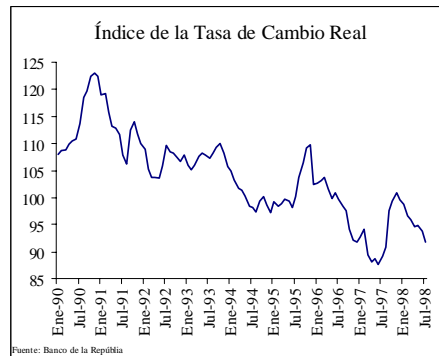
Gráfico 10 Inflación de bienes importados



Gráfico 11 Inflación en los países industrializados



Gráfico 12 Tasa de Cambio Real



La inflación promedio de bienes importados experimentó una importante disminución a partir de 1992 (Gráfico 10). Este fenómeno es explicado principalmente por tres sucesos económicos. Como señala Rogoff 2002, en la medida que se fue implementando la globalización se presentó una disminución en la inflación de los países industrializados (Gráfico 11). Por otra parte, la entrada en vigencia de la apertura trajo consigo más competencia en la producción de bienes transables que se reflejó en una reducción de los márgenes de intermediación de la industria manufacturera (Ver

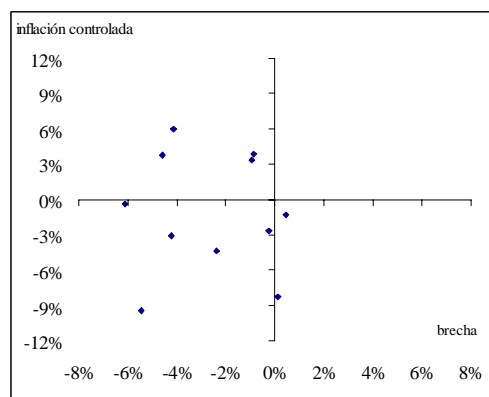
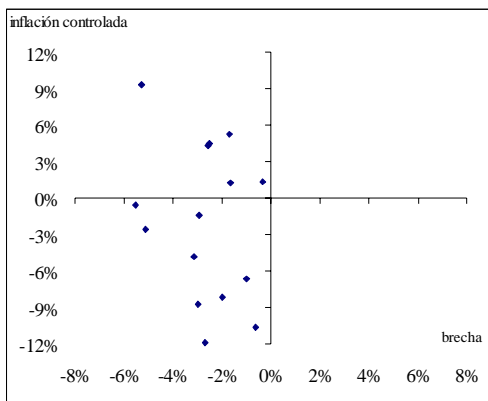
Arango, Gracia, Hernández y Ramírez (1998)). Finalmente en la primera mitad de la década de los noventa se presentó una importante entrada de flujos de capital que apreció el tipo de cambio real (Gráfico 12).

En 1999 la economía del país se contrajo por primera vez en más de cincuenta años. Esta recesión, a nivel internacional, fue consecuencia de un fuerte choque externo originado por la crisis rusa de 1998. En el primer trimestre de 1999 se presentó una fuerte caída de la inflación sin alimentos debido a la amplia brecha negativa de la UCI que se venía presentando desde el segundo semestre del año anterior (Gráfico 4). Con la firma del acuerdo con el Fondo Monetario Internacional, en septiembre de 1999, se fijaron unas metas de inflación multianuales (10% para 2000, 8% para 2001 y 6% para 2002), se permitió la flotación del tipo de cambio y empezó a operar en Colombia el esquema de inflación objetivo (Schimdt-Hebbel y Tapia 2002). Las metas de inflación se cumplieron debido al efecto de la persistencia de la brecha de la UCI, que generó una presión desinflacionaria continua que permitió observar menores niveles de inflación a partir de 1999.

Gráfico 13 La Curva de Phillips en Colombia después de 1999

Expectativas Ad (1998:04 – 2003:02)

Expectativas MV (1998-04 – 2001:03)

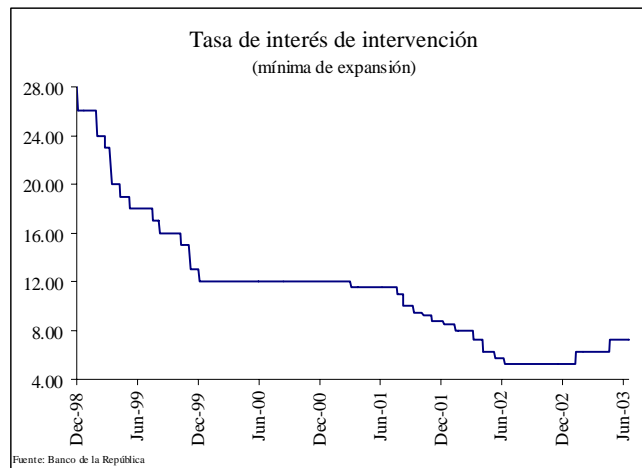


Los resultados del modelo muestran, para las dos especificaciones de las expectativas de inflación, que la curva de Phillips en Colombia presenta una pendiente positiva desde el cuarto trimestre de 1998 (Gráfico 13). El hecho de haber alcanzado y

mantenido tasas de inflación de un dígito puede haber cambiado significativamente las expectativas de inflación de los agentes y la credibilidad en la política monetaria. Lo anterior sugiere que la curva de Phillips de corto plazo puede haberse desplazado *hacia abajo* y que la economía ha alcanzado un menor nivel de inflación bajo condiciones de pleno empleo.

Teniendo en cuenta la fase recesiva por la que atravesó el ciclo económico desde 1999 hasta el primer semestre de 2003, la política monetaria adoptó una postura expansiva reduciendo en diferentes ocasiones sus tasas de interés de intervención desde diciembre de 1998 hasta enero de 2003 (Gráfico 14). La inflación sin alimentos mantuvo su tendencia decreciente y la brecha de la UCI se empezó a cerrar. Este resultado es el esperado bajo una curva de Phillips no lineal, donde el efecto de una política monetaria expansiva va a depender de si la economía está operando por encima o por debajo de su potencial. En este caso, dada la amplia brecha negativa de la UCI, los efectos de la medida se concentraron en el nivel de gasto de la economía y no en la inflación.

Gráfico 14 Tasa de interés de intervención



A partir del segundo semestre de 2002 se presentó un leve repunte de la inflación sin alimentos a pesar que la economía seguía operando con una brecha de UCI negativa. Los escándalos contables de algunas compañías en Estados Unidos (Enron y MCI) aumentaron la aversión al riesgo de los inversionistas a nivel mundial, lo que se

reflejó en un fuerte aumento del “*spread*” de los títulos de deuda de los países emergentes, que trajo consigo una fuerte depreciación del tipo de cambio en el segundo semestre de 2002 y un cambio en la postura de la política monetaria. Este tipo de choque se interpreta como una desviación temporal del nivel de largo plazo de la inflación sin alimentos.

A finales de 2003 y en enero de 2004 se ha presentado una apreciación del tipo de cambio debido a la postura expansiva de la política monetaria de los Estados Unidos, que ha propiciado la depreciación del dólar y ha incentivado el flujo de capitales hacia los países emergentes. Así mismo, la economía colombiana ha experimentado una aceleración en su tasa de crecimiento y la brecha de la UCI se ha venido cerrando. Se espera que la presión desinflacionaria generada por el comportamiento del precio de los bienes importados ayude al cumplimiento de la meta de inflación establecida para este año. Hacia adelante es difícil prever el comportamiento de la tasa de cambio. Sin embargo dada la recuperación que ha venido experimentando la economía colombiana, es posible que la brecha de la UCI empiece a ser positiva generando presiones inflacionarias. Teniendo en cuenta los resultados encontrados en este trabajo, la autoridad monetaria debe actuar con suficiente antelación con el fin de alcanzar la meta de inflación de largo plazo (3.0%), sin provocar fluctuaciones fuertes del ciclo económico.

## 5 Conclusiones

Este trabajo presenta evidencia empírica sobre la no linealidad de la curva de Phillips en Colombia. Así mismo sugiere que para el periodo entre 1999 y 2003, la curva puede haberse desplazado hacia abajo. De esta manera la economía colombiana habría alcanzado un menor nivel de inflación bajo condiciones de pleno empleo de los factores.

Los aportes del trabajo al estado del arte del estudio de la curva de Phillips en Colombia son tres. Primero se encuentra un nivel de UCI de inflación estable. Segundo

la técnica de estimación utilizada. Finalmente se prueba la existencia de asimetrías a partir de la hipótesis de capacidad restringida.

Los resultados obtenidos son robustos a diferentes mecanismos de formación de expectativas. Un tema para investigar es comparar los resultados de este trabajo con diferentes medidas de brecha (producto, salario, tasas de desempleo o costo marginal).

Las implicaciones para el desarrollo de la política monetaria en Colombia son tres. El mecanismo de transmisión va a funcionar de manera diferente si la economía se encuentra por encima o por debajo de su potencial. Segundo, la no linealidad de la curva de Phillips implica que la autoridad monetaria debe estar en condiciones de anticipar fluctuaciones del ciclo económico y operar con un horizonte de acción más amplio que bajo una curva de Phillips lineal. Finalmente, si la autoridad monetaria logra cumplir su objetivo de mantener una baja tasa de inflación estable, el ciclo económico será más suave con importantes ganancias en el nivel de producto en el largo plazo.

## Bibliografía

Alvarez, P. P. (2000). "Asymmetries in the capacity-inflation trade-off". UFAE and IAE Working Papers. Unitat de Fonaments de l'Anàlisi Econòmica (UAB) and Institut d' Anàlisi Econòmica (CSIC).

Arango, J. P, O. Gracia, G. Hernández y J.M. Ramírez (1998). "Reformas comerciales, márgenes de beneficio y productividad en la industria colombiana". Revista Planeación y Desarrollo. Vol 29. No. 3. Departamento Nacional de Planeación.

Balakrishnan, R. y J. López-Salido. (2002). "Understanding UK inflation: the role of openness". Working Paper No. 164. Bank of England.

Ball. L. (1993). "What determines the sacrifice ratio?". Working Paper No. 4306. National Bureau of Economic Research.

Friedman, M. (1968). "The role of monetary policy". American Economic Review 58, 1-17.

Banco de la República. (2000). Reportes del emisor No. 13.

Brayton. F., J.M. Roberts y J.C. Williams. (1999). "What's happened to the Phillips curve?". Finance and economics discussion series No. 49. Board of Governors of the Federal Reserve System.

Conway. P. y B. Hunt. (1997). "Estimating potential output: a semi-structural approach". Discussion Paper Series G/97/9. Reserve Bank of New Zealand.

Dupasquier. C. y N. Ricketts. (1998). "Nonlinearities in the output-inflation relationship: some empirical results for Canada". Working Paper 98-14. Bank of Canada.

Enders. W. (1995). "Applied econometric time series". Wiley.

Echeverry. J. C. y M. Eslava. (1997). "Notas sobre la tasa de interés y la inflación en Colombia". Borradores de Economía No. 78. Banco de la República.

Gómez. J. (2002). "Wage indexation, inflation inertia and the cost of disinflation". Borradores de Economía No. 198. Banco de la República.

Gómez. J. y J.M. Julio. (2000). "An estimation of the nonlinear Phillips curve in Colombia". Borradores de Economía No. 160. Banco de la República.

Gordon. R. (1997). "The time-varying NAIRU and its implications for economic policy". Journal of Economic Perspectives, 11, 11-32.

Hamilton. J.D. (1994). "Time series analysis". Princeton

Hamilton. J.D. (1985). "Uncovering financial market expectations of inflation". Journal of Political Economy. Vol 93. No. 61

Harvey. A. (1994). "Forecasting, structural time series models and the Kalman filter". Cambridge University Press.

Laxton. D., D. Rose y R. Tetlow. (1993). "Monetary policy, uncertainty and the presumption of linearity". Technical Report No. 63. Bank of Canada.

Laxton. D., D. Rose y D. Tambakis. (1999). "The US Phillips curve: the case for asymmetry". Journal of Economic Dynamics and Control, 23, 1459-1485.

Macklem. T. (1997). "Capacity constraints, price adjustment, and monetary policy". Bank of Canada Review. Spring 1997. Bank of Canada.

Mishkin. F. (1984). "The real interest rate: a multi-country empirical study". The Canadian Journal of Economics, Vol 17, No.2 (May, 1984), 283-311.

Misas. M. y Lopez. E. (1999). "Un examen empírico de la curva de Phillips en Colombia". Borradores de Economía No. 117. Banco de la República.

Misas. M. y D. Vásquez. (2002). "Expectativas de inflación en Colombia: un ejercicio econométrico". Borradores de Economía No. 212. Banco de la República.

Mishkin. F. y M.A. Savastano. (2002). "Monetary policy strategies for emerging market countries: lessons from Latin America". Mimeo. NBER Working Paper.

Moudud. J. (2000). "Harrod versus Thirwall: a reassessment of export-led growth". Economics Working Paper Archive No. 316. Levy Economics Institute.

Phelps, E. S. (1967). "Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time". *Economica* 34: 254-281.

Phillips, A. W. (1958). "The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957". *Economica* 25: 283-299.

Rogoff, K. (2003). "Globalization and global disinflation". Mimeo. Fondo Monetario Internacional.

Rudebusch, G. y L. Svensson. (1999). "Eurosystem monetary targeting: lessons from US data". Working Papers and Applied Economic Theory 99-13. Federal Reserve Bank of San Francisco.

Schmidt – Hebbel. K. y M. Tapia. (2002). "Monetary policy implementation and results in twenty inflation targeting countries". Documentos de trabajo No. 166. Banco Central de Chile.

St Aubyn, M. (2000). "Testing for asymmetry in the inflation-unemployment trade-off: some evidence for the USA". Working Papers 2000/05. Department of Economics,



Institute for Economics and Business Administration (ISEG), Technical University of Lisbon.

Stock. J. (1999). “Monetary policy in a changing economy: indicators, rules and the shift towards intangible output”. IMES Discussion Paper Series 99-E-13.

Svensson. L. (2000). “Open economy inflation targeting”. Seminar papers 263. Stockholm University, Institute for International Economic Studies.

Vallejo. H. (2003). “Bases para la elaboración de un artículo publicable como tesis en economía”. Documento CEDE 2003 – 16. Universidad de los Andes.

## Anexo 1. Las expectativas de inflación en Misas y Vásquez (2002)

En este trabajo los autores estiman las expectativas para la inflación anual del consumidor en Colombia, mediante el Filtro de Kalman, siguiendo la metodología sugerida por Hamilton (1985) para el periodo entre el tercer trimestre de 1981 y el tercer trimestre de 2001..

Para adaptar los resultados obtenidos y calcular las expectativas trimestrales de inflación de los agentes, se tomaron las observaciones del IPC correspondientes al tercer trimestre de 1980 hasta el segundo trimestre de 1981. Este índice se evolucionó de acuerdo con la estimación de inflación esperada. Después se desestacionalizó el índice por el método X-11 multiplicativo y se calculó la inflación trimestral esperada  $\pi_t^{eMV}$ . Los resultados se presentan en la tabla a continuación:

Expectativas de Inflación MV según Misas y Vásquez (2002)

Trimestre	I	II	III	IV
1981			6.5%	6.1%
1982	4.2%	6.1%	4.9%	6.4%
1983	4.4%	3.9%	4.1%	3.5%
1984	5.6%	2.7%	3.3%	5.6%
1985	4.9%	7.0%	6.1%	2.4%
1986	5.2%	4.0%	-0.7%	11.6%
1987	2.7%	5.7%	4.8%	5.0%
1988	6.2%	7.0%	6.8%	3.5%
1989	7.7%	3.3%	6.2%	7.2%
1990	4.9%	7.3%	5.2%	7.5%
1991	7.2%	5.1%	7.0%	5.0%
1992	5.5%	6.4%	6.3%	5.6%
1993	4.6%	5.5%	2.5%	7.8%
1994	4.2%	6.6%	3.1%	5.7%
1995	5.4%	3.6%	5.8%	2.9%
1996	5.9%	4.7%	3.9%	5.6%
1997	4.0%	3.5%	4.5%	3.7%
1998	5.1%	5.7%	4.5%	0.9%
1999	5.2%	-0.8%	3.7%	3.0%
2000	3.3%	2.3%	1.7%	1.9%
2001	3.3%	1.1%	2.3%	

Fuente: Cálculos del autor con base en los datos de Misas y Vásquez (2002)

## Anexo 2 El Filtro de Kalman<sup>12</sup>

Los parámetros del modelo se estiman por máxima verosimilitud. El filtro de Kalman genera la forma de la descomposición del error de predicción de la función de verosimilitud como muestra Harvey (1993).

Dada la representación Estado – Espacio:

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t \quad \forall t = 1, \dots, T$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + c_t + R_t \eta_t \quad \forall t = 1, \dots, T$$

sean

$a_{t-1}$  → estimador óptimo de  $\alpha_{t-1}$  basado en la información en  $\mathfrak{I}_{t-1}$

$$P_{t-1} = E[(\alpha_{t-1} - a_{t-1})(\alpha_{t-1} - a_{t-1})'] \quad (m \times m) \rightarrow \text{Matriz de covarianza del error de estimación}$$

dados  $\mathfrak{a}_{t-1}$  y  $P_{t-1}$  el estimador óptimo de  $\alpha_t$  está dado por:

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1} + c_t$$

la matriz de varianza y covarianza del error de estimación:

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + R_t Q_t R_t' \quad \forall t = 1, \dots, T$$

Una vez se produce nueva información de  $y_t$ , el estimador de  $\alpha_t$  !  $\mathfrak{a}_{t|t-1}$  debe ser actualizado a través de:

$$a_t = a_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} (y_t - Z_t a_{t|t-1} - d_t)$$

$$P_t = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1}$$

donde

$$F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t$$

Si la ecuación de medida se escribe como:

$$y_t = Z_t a_{t|t-1} + Z_t (\alpha_t - a_{t|t-1}) + d_t + \varepsilon_t$$

la distribución condicional de  $y_t$  es normal y sus dos primeros momentos son:

$$E(y_t) = y_{t|t-1} = Z_t a_{t|t-1} + d_t$$

$$\text{var}(y_t) = F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t$$

---

<sup>12</sup> Tomado de Harvey (1994)

Así la función de verosimilitud puede escribirse como:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T v_t' F_t^{-1} v_t$$

donde

$$v_t = y_t - \tilde{y}_{t|t-1}$$

El vector  $v_t$  puede ser interpretado como un vector de errores de predicción

## Anexo 3 Los datos

La Encuesta de Opinión Empresarial de Fedesarrollo<sup>13</sup>

### *Aspectos Generales*

Fedesarrollo realiza encuestas para tres sectores: industria, comercio y construcción. Las encuestas a los sectores de industria y comercio se realizan desde 1979 con una periodicidad mensual. La encuesta al sector de construcción se inició en 1985 y es trimestral.

Los formularios de la encuesta se envían por correo aéreo y recientemente se ha hecho un esfuerzo por sustituir este mecanismo por el uso de INTERNET, de acuerdo al acceso que las empresas tengan a esta herramienta. La encuesta se concentra en las grandes ciudades.

En el caso del sector industrial la encuesta tiene dos grandes grupos de preguntas. El de preguntas normales del mes, que contiene una serie de variables relacionadas con la actividad productiva que se comparan siempre con los resultados del mes anterior y otras dirigidas a determinar las expectativas para el mes o los meses siguientes. Por otra parte, la encuesta contiene un conjunto de preguntas especiales que contiene preguntas que giran alrededor de un tema específico, por ejemplo inversión o exportaciones.

---

<sup>13</sup> Tomado de la página de internet de Fedesarrollo. [www.fedesarrollo.org](http://www.fedesarrollo.org)

Adicionalmente, de manera no periódica, la encuesta contiene preguntas que conforman un “módulo especial”, las cuales se realizan en cualquier momento del año y se relacionan con un hecho económico específico que merece ser analizado a través de esta herramienta. Por lo general, los módulos especiales contienen temas importantes para la coyuntura económica o se relacionan con un proyecto de investigación determinado que se adelanta en Fedesarrollo. Las preguntas de los módulos especiales se presentan de manera sencilla y deben cumplir con el requisito de ser fáciles de diligenciar, se incluyen en una hoja aparte para no interrumpir el normal desarrollo de la encuesta ordinaria del mes.

De esta manera, los cuestionarios que se envían a lo largo de todo el año son iguales en la parte que corresponde a preguntas normales y difieren trimestralmente en lo que respecta a las preguntas especiales. Dadas estas diferencias en periodicidad se conforman grupos de cuestionarios que son totalmente iguales, por su contenido temático, para los siguientes meses:

- Enero\*, abril, julio, octubre
- Febrero, mayo, agosto, noviembre
- Marzo, junio, septiembre y diciembre

### *La Muestra*

La muestra del sector industrial está compuesta por 1.000 empresas, de las cuales mensualmente contestan entre 350 y 400, lo que arroja un índice de respuesta que fluctúa entre 35% y 40%. Esta muestra no es estática, pero conserva una base de aproximadamente 300 empresas que históricamente han respondido con regularidad los cuestionarios.

La muestra de encuestados se amplía en la medida en que se requiere elevar el número de respuestas, principalmente cuando se trata de adelantar los módulos especiales de tipo coyuntural. De esta manera se han realizado módulos especiales sobre temas estructura de financiamiento de las empresas, tasa de interés, empleo, inversión extranjera y apertura económica, entre otros.

A partir de 1993 se conformaron grupos de empresas según tamaños, con el fin de observar cómo los resultados generales podrían variar tratándose de empresas grandes, medianas y pequeñas. Para esta clasificación se utilizó el valor de la producción a precios de venta del año anterior. En la actualidad (año 2001) las grandes empresas corresponden a firmas con un valor igual o superior a 50 mil millones de pesos en ventas, las medianas empresas están entre 10 mil millones y menos de 50 mil millones, mientras que valores inferiores a 10 mil millones de pesos corresponden a empresas pequeñas.

De igual forma, con el mismo objetivo, se separaron las empresas que dedicaban parte de su producción a los mercados externos de aquellas que únicamente producen para el mercado local. Desde 1998 se detalla además las empresas exportadoras de acuerdo con el porcentaje de la producción que exportan. De esta clasificación resultan empresas manufactureras con “alta” intensidad exportadora debido a que exportan el 50% o más de su producción, las de “media” intensidad exportadora son aquellas que exportan entre 30% y 50% de su producción, mientras que son de “baja” intensidad las empresas que venden a los mercados externos menos del 30% de su producción.

En su conjunto las grandes empresas cubren el 30% de la muestra, las medianas el 45% y las pequeñas un 25%. Por su parte las empresas exportadoras ascienden aproximadamente a 48% del total de la muestra.

Si se suma el valor de la producción de las empresas de la muestra, se tiene que las grandes participan con 85% de ese total, las medianas con 14% y las pequeñas con 1%.

En cuanto a la participación por regiones del país, las empresas situadas en Bogotá, DC (incluye Duitama) representan 38% de la muestra, Cali (incluye Palmira y Buga) 11%, Medellín (incluye Itagüi, Envigado, La Estrella, Sabaneta, Girardota, Bello, Rionegro) 25%, Viejo Caldas (incluye Manizales, Armenia, Pereira) 9%, Bucaramanga 5%, y la de la Costa Atlántica (Barranquilla y Cartagena) 10%.

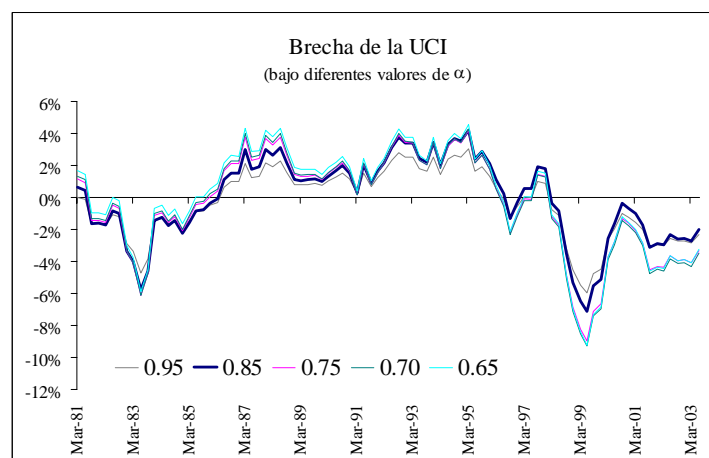
## El Índice de Precios al Productor de Bienes Importados

Mensualmente el Banco de la República calcula el índice de precios al productor (IPP). Este índice se puede desagregar de acuerdo con la procedencia del bien. En este caso se clasifican como bienes importados aquellos producidos en el exterior que pueden ser utilizados para consumo final o para su transformación. El índice mide el precio doméstico de este tipo de bienes. Las fluctuaciones en el precio de estos bienes pueden estar explicadas por una variación del precio internacional o por las fluctuaciones del tipo de cambio.

## Anexo 4 Robustez de los resultados

En este anexo se presentan las diferentes medidas de brecha que se estimaron para la UCI según el valor de  $\alpha$ . En el gráfico 8 se observa que el gap estimado casi no varía. La escogencia de  $\alpha = 0.85$  se hizo con base en las restricciones estadísticas y supuestos económicos que debe cumplir la estimación del modelo. El Cuadro 3 presenta los resultados de las estimaciones del modelo en la etapa 1 según el valor de  $\alpha$ . El coeficiente de la persistencia ( $\phi_1$ ), el pass through ( $1-\phi_1$ ), la respuesta de la inflación a la brecha ( $\gamma$ ) y los coeficientes de la ecuación del comportamiento del componente cíclico ( $\phi_3$  y  $\phi_4$ ) presentan magnitudes similares. Sin embargo, éstos sólo son significativos cuando  $\alpha = 0.85$

Gráfico 15 Brecha de la UCI



Cuadro 3 Resultados de la Etapa 1 bajo diferentes valores de  $\alpha$

		$\phi_1$	$\gamma$	$\phi_2$	$\phi_3$	$\phi_4$	$\phi_5$
$\alpha = 0.95$	<i>parámetro</i>	0.88	0.04	1.00	0.00	-9.75	-9.30
	<i>t-statistics</i>	16.01	0.72	29096.01	0.00	-71.38	-109.47
$\alpha = 0.85$	<i>parámetro</i>	0.87	0.07	0.98	0.00	-10.57	-9.35
	<i>t-statistics</i>	16.63	3.60	65.86	-0.26	-69.12	-106.74
$\alpha = 0.75$	<i>parámetro</i>	0.88	0.05	1.00	0.00	-11.77	-9.29
	<i>t-statistics</i>	15.68	1.38	296.40	0.00	-68.12	-108.36
$\alpha = 0.70$	<i>parámetro</i>	0.87	0.05	1.00	0.00	-12.56	-9.32
	<i>t-statistics</i>	16.32	1.42	299.10	0.00	-66.93	-112.01
$\alpha = 0.65$	<i>parámetro</i>	0.87	0.05	0.98	0.00	-13.52	-9.39
	<i>t-statistics</i>	17.59	1.68	70.50	0.00	-65.37	-120.59