

# Análisis dinámico de la inflación en Colombia a partir de la Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC)\*

Alvaro Hernando Chaves Castro\*\*

## Resumen

Este documento analiza la dinámica de la inflación colombiana para el periodo 1984 - II a 2008 - IV, a partir de una Curva de Phillips Neokeynesiana Híbrida (HNKPC por sus siglas en inglés). El modelo teórico que describe el proceso inflacionario se caracteriza por incorporar fundamentos de tipo microeconómico e incorpora por un lado, cierto tipo de imperfecciones reales (rigidez del salario real) y por otro, shocks por el lado de la oferta, como lo es la variación del precio de las materias primas, que pueden constituirse en una fuente importante de fluctuaciones económicas en el corto plazo. Mediante el método de Variables Instrumentales (IV) se estima econométricamente la curva NKPC, introduciendo algunos quiebres estructurales de forma exógena con el fin de analizar las variaciones de la tasa de inflación con respecto a su valor de estado estable o de largo plazo. Los resultados muestran un muy buen ajuste de la inflación colombiana a la especificación NKPC y por otro lado, se encuentra que al incorporar un término de inflación futura en la ecuación, el signo negativo del componente rezagado de la inflación se corrige plenamente. Al introducir en la ecuación datos sobre pronósticos inflacionarios que se derivan de la Encuesta de Expectativas Inflacionarias (EEI), como proxy de la inflación futura, se encuentra que la ponderación que recibe la inflación futura en la NKPC es estadísticamente significativa y diferente de cero, al tiempo que se corrigen los problemas de especificación del modelo. Dicho resultado es más evidente después de un proceso desinflacionista suscitado a partir de febrero de 2009, que coincide con un quiebre estructural para la inflación que resulta ser en magnitud y dirección estadísticamente significativo. Las implicaciones de política que se desprenden a partir de la evidencia empírica sugieren que en el diseño de la política monetaria se debería enfrentar no solo el objetivo de estabilizar la brecha

---

\* Recibido: 18-09-2011 Aceptado: 21-10-2011 Recibido Versión Final: 12-11-2011

\*\* Profesor Titular. Facultad de Economía, Universidad Externado de Colombia. Correo electrónico: alvaro.chaves@uexternado.edu.co

El autor agradece al economista Francisco Lasso del Banco de la República de Medellín por su valioso apoyo en las cifras empalmadas de desempleo. De igual manera, agradece los valiosos comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos quienes leyeron una versión anterior del trabajo. Finalmente, el autor agradece a William Lizarazo estudiante de maestría en econometría de la U. Torcuato Di Tella, por el suministro de las rutinas de programación de los filtros implementados en STATA.

entre el producto observado y potencial, sino ponderar de igual manera el objetivo atinente al bienestar económico.

**Palabras clave:** persistencia de la inflación, salarios escalonados, tasa de desempleo, Curva de Phillips Neo-keynesiana.

### Abstract

Following Kim and Kim (2008), in this paper the quasi reduced form parameters of the New Keynesian Phillips curve are estimated for the Colombian economy. In the estimation I use for first time in Colombia the information of the Survey of Inflation Expectations carried out by the Banco de la República (SIE). In the estimation of the NKPC I use the methodology of Kim and Kim in order to capture the presence of structural breaks for the inflation in Colombia. The results show a good adjustment of the Colombian inflation to the NKPC specification and introduce inflation forecasts derived from the SIE. The estimations reveal the effectiveness of the monetary policy directed to eliminate the inertial inflation. Similarly there is a structural break for inflation in 2009.

**JEL Classification:** E12, E31, E32.

**Key words:** New Keynesian Phillips curve, inflation, structural break.

### Résumé

Ce document analyse la dynamique de l'inflation en Colombie pendant la période février-1984 à avril-2008, à partir d'une courbe de Phillips Néokeynésienne Hybride (HNKPC par son acronyme en anglais). Le modèle théorique décrivant le processus inflationniste est caractérisé par l'intégration des principes de type microéconomique et intègre d'une part, certains types d'imperfections réelles (la rigidité des salaires réels) et d'autre part des chocs par l'offre, telles que la variation du prix des matières premières, ce qui peut constituer une source importante de fluctuations économiques à court terme. À l'aide de la méthode des Variables instrumentales (IV) on estime de manière économétrique la courbe NKPC en introduisant quelques ruptures structurales de façon exogène afin d'analyser les changements dans le taux d'inflation quant à sa valeur en état stable ou à long terme. Les résultats montrent un très bon ajustement de l'inflation à la spécification NKPC en Colombie et d'autre part, on trouve qu'au moment où l'on introduit un terme de l'inflation future dans l'équation, le signe négatif du composant retardataire de l'inflation est corrigé en entier. Si l'on introduit des données sur des prévisions sur l'inflation dérivant de l'enquête sur les attentes Inflationnistes (IEE), comme un proxy de l'inflation future, la pondération reçue par l'inflation future dans la NKPC est statistiquement significative et différent de zéro, au même temps que l'on corrige les problèmes de la spécification du modèle. Un tel résultat est plus évident après un processus désinflationniste soulevé à partir de février 2009, qui coïncide avec une rupture structurale pour l'inflation qui s'avère statistiquement significative en magnitude et en direction. Les implications politiques qui découlent de l'évidence empirique suggèrent que dans la conception de la politique monétaire, on devrait faire face non seulement à l'objectif de stabilisation de l'écart entre le produit observé et potentiel, mais apprécier de la même façon l'objectif pertinent au bien-être économique.

**Mots clés :** persistance de l'inflation, escalade des salaires, chômage, la courbe de Phillips Néokeynésienne.

## I. Introducción

La relación de corto plazo entre la inflación y el desempleo, que ha sido muy controversial por décadas, actualmente se constituye en un rompecabezas. Gran parte de la literatura ha estudiado una especificación particular denominada “Curva de Phillips Nekeynesiana” (NKPC), originalmente analizada en los trabajos de Taylor (1980) y Guillermo Calvo (1983). De igual forma, Clarida, Gali y Gertler (1999) han utilizado una versión de ella como base para derivar algunos principios generales con respecto a la política monetaria. Sin embargo, como Mankiw & Reis (2001) lo ha manifestado: “Aunque la NKPC tiene muchas virtudes, también tiene un vicio: es completamente inconsistente con los hechos”. Ball (2000) sugirió algunos indicios sobre este hecho, al mostrar que este modelo predice que una desinflación anticipada es expansionista, lo cual parece inconsistente con la experiencia de muchos países en la década de los 1980s y 1990s. En una forma más contundente, Fuhrer y Moore (1995) mostraron que el modelo predice rigideces en precios, pero no en la inflación, y por tanto es incapaz de explicar la inercia de la tasa de inflación actual.

La falla empírica de la formulación estándar de la curva de oferta agregada en el corto plazo ha permitido derivar un gran número de nuevos modelos que se caracterizan por exhibir persistencia en la inflación. Se resalta el trabajo de Fuhrer y Moore (1995) que se conoce como “modelo de contratación relativa”, el cual ha sido expuesto en libros de texto muy populares como los de Walsh (1998) y David Romer (2001). Por otro lado, en el trabajo de Blanchard y Katz (1999) se muestra que la persistencia de la inflación puede ser explicada bajo el supuesto que el salario de reserva de los trabajadores depende de los salarios del pasado. Una tercera ruta, adoptada por Roberts (1998) y Ball (2000), es aplicar diferentes esquemas de formación de expectativas racionales, esencialmente de tipo adaptativo, en un contexto de salarios escalonados.

En un trabajo empírico más reciente, Blanchard y Gali (2005), van más allá de estimar el impacto que tiene la inflación del pasado sobre la inflación actual. La investigación introduce en el análisis estándar de la NKPC, la presencia de imperfecciones reales (salarios reales rígidos) y muestran que el trade-off, al que se enfrenta la autoridad monetaria, entre inflación y la brecha entre el producto observado y el producto deseado no existe. Estos autores muestran que la rigidez del salario real es una fuente natural de la inercia inflacionaria, el cual se debe tener en cuenta para garantizar un buen ajuste empírico de la ecuación estructural de la Curva de Phillips en trabajos de corte econométrico.

En este trabajo se intenta obtener evidencia empírica en torno a la inercia inflacionaria para el caso colombiano, mediante la estimación de una curva de Phillips Neo-keynesiana (NKPC) híbrida tipo Blanchard y Gali que relaciona la dinámica entre la inflación y el desempleo. De igual forma, dicha especificación incorpora la presencia de shocks por el lado de la oferta,

tales como la variación del precio de materias primas (petróleo) y de algunos commodities<sup>1</sup>, los cuales se constituyen en una fuente importante de las fluctuaciones económicas.

El documento está organizado en 4 secciones, de las cuales esta introducción es la primera. En la segunda parte, se describe y analiza el modelo estructural para la NKPC elaborado por Blanchard y Gali (2005), el cual muestra la dinámica entre la inflación y el desempleo en presencia de rigideces reales. En esta parte, adicionalmente se analiza el efecto de los shocks por el lado de la oferta, derivados de los cambios en el tiempo en el precio de las materias primas. La sección 3 ofrece evidencia empírica para el caso colombiano en torno a la dinámica de la inflación, mediante la estimación econométrica de la Curva de Phillips Nekeynesiana híbrida. Finalmente, en la sección 4 se realizan unos comentarios a manera de conclusión.

## II. Modelo para explicar el comportamiento de la inflación

El fenómeno de inercia inflacionaria no solamente se enfoca, desde el punto de vista empírico, en la estimación de la magnitud y significancia del coeficiente que acompaña a la inflación rezagada, sino que contempla elementos de tipo microeconómico generadores de distorsiones en los mercados laborales y también factores de tipo inesperado como los shocks exógenos a los cuales las economías se encuentran sujetas. En este sentido, Blanchard y Gali, resaltan la existencia de un dilema de política<sup>2</sup> que enfrentan los diseñadores de política económica hoy en día, que tiene que ver con el diseño de una política macroeconómica que depende mucho de la interacción entre las imperfecciones reales y los shocks exógenos a los cuales se encuentra sujeta la economía.

Esta sección desarrolla un marco de referencia teórico para explicar como los elementos de tipo microeconómico y las rigideces reales podrían explicar la inflación persistente en Colombia. Adicionalmente, el análisis incorpora algunos shocks por el lado de la oferta como el incremento en el precio de las materias primas, que pueden constituirse en una fuente importante de fluctuaciones económicas, el cual puede ser más consistente con los datos, que los modelos estándar nekeynesianos estimados frecuentemente en la literatura empírica. Para llevar a cabo el análisis, en primer lugar se estudia el comportamiento de la inercia inflacionaria y en segundo lugar, se analiza la relación entre la inflación y el desempleo, lo cual permitirá una estimación econométrica de la relación NKPC híbrida, la cual se realiza en la próxima sección. El interés de esta sección radica en que a partir de la evidencia empírica encontrada se pueden desprender importantes implicaciones para la política monetaria

- 
- 1 De acuerdo con Blanchard y Gali, los shocks de oferta se pueden observar directamente a través de la variación en el precio de las materias primas o insumos relevantes, mientras que los shocks tecnológicos no son observables
  - 2 Blanchard y Gali, resaltan que el papel de la política monetaria al usar el instrumento de la sintonización monetaria, debería enfrentar no solo el objetivo de estabilizar la brecha entre el producto observado y potencial, sino, con objetivos relacionados con el bienestar económico.

cuando se introduce la presencia de rigideces reales y los shocks de tipo exógeno en el contexto de la nueva *curva de Phillips Neokeynesiana*. Específicamente, se trata de mostrar que a partir de la estimación de este modelo, en el diseño de la política macroeconómica cobra relevancia la interacción entre las imperfecciones reales y la presencia de shocks de tipo exógeno, los cuales pueden tener fuertes implicaciones en materia de fluctuaciones económicas.

Es importante resaltar, que el modelo aquí desarrollado sigue muy de cerca la exposición desarrollada por Blanchard y Gali (2005) y se realizan ligeras modificaciones que son coherentes con la economía colombiana.

### A) Persistencia inflacionaria

El punto de partida es una curva de Phillips Neokeynesiana que tiene la siguiente forma:

$$(1) \pi = \beta E\pi(+1) + \kappa(y - y_2)$$

$$\text{Donde } \kappa \equiv \lambda(1 + \phi)/(1 - \alpha).$$

La ecuación (1) muestra que la inflación depende de la tasa de inflación esperada y de la brecha de producto, definida como el logaritmo de la distancia del producto observado con respecto a su nivel natural<sup>3</sup>. Cabe destacar, que en la ecuación no aparecen directamente los shocks de oferta y de preferencias o de demanda. Estos aparecen indirectamente a través de la brecha del producto ( $y - y_2$ ). La ecuación (1) implica que estabilizar la tasa de inflación es equivalente a estabilizar la brecha del producto ( $y - y_2$ )<sup>4</sup>. Esto quiere decir que solo basta con estabilizar la inflación plenamente sin incurrir en costos de bienestar alguno, cuando la brecha del producto puede verse afectada. No obstante, en presencia de rigideces reales ( $\gamma > 0$ ) cualquier cambio en la brecha del producto, si es puramente transitorio, tendrá efectos persistentes sobre la inflación, tal como se refleja en la ecuación (2).

$$(2) \pi = \beta E\pi(+1) + \frac{\lambda}{1 - \lambda} x_2$$

La anterior expresión es el resultado de combinar una Curva de Phillips a la Calvo (1983) que introduce fijación escalonada del salario y una expresión que determina la trayectoria de la inflación bajo el supuesto de precios escalonados tipo, la cual se deriva paso a paso en el anexo de este trabajo.

3 Blanchard y Gali (2005) definen el producto natural o de "second best" como el nivel de producción de equilibrio que es consistente con precios flexibles.

4 Esto es lo que denomina Blanchard y Gali la "divina coincidencia", situación en la cual el gobierno no se enfrenta al dilema de política en torno a los objetivos de inflación y desempleo. En este sentido, estabilizar el nivel de precios en la economía es equivalente a estabilizar la brecha de la producción de bienestar con respecto al nivel de producción de asignación eficiente.

En (2)  $x_2 = (1-\alpha)^{-1}[(1-\gamma)(1+\phi)(y-y_2) + \gamma\alpha(\Delta y - \Delta y_2)]$  es una combinación lineal de las distancias actuales y rezagadas del producto observado con respecto a su nivel natural. Aquí el ingrediente adicional que diferencia a la Curva de Phillips (1) es el parámetro  $\gamma$  que puede ser interpretado como un índice de rigideces reales. Por tanto, la ecuación (2) muestra que la presencia de rigideces reales ( $\gamma > 0$ ) introduce persistencia inflacionaria. Blanchard y Gali (2005) mencionan que la razón de este fenómeno es simple. En sus palabras: "...cualquier cambio en el salario de reserva de los trabajadores como resultado de un cambio en el producto (y por tanto de un cambio en el empleo), afectara el salario real (y por tanto el costo marginal) solamente de forma gradual, con un eventual retorno del producto a su nivel natural.

Los autores ilustran este punto, considerando un caso limite en donde la brecha del producto sigue un proceso de ruido blanco<sup>5</sup>. La ecuación (2) implica que la inflación seguirá un proceso de la forma:

$$(3) \pi = \frac{\lambda(1+\phi)}{1-\alpha} \varepsilon_y + \lambda \left(1 + \frac{\phi}{1-\alpha}\right) \sum_{k=1}^{\infty} \gamma^k \varepsilon_y(-k)$$

La expresión (3) muestra como la inercia inflacionaria es creciente en  $\gamma$ . Para  $\gamma=0$  esto es en ausencia de rigideces reales, la inflación es ruido blanco, así como la brecha del producto. Para  $\gamma$  cercano a uno (1), la inflación exhibe una inercia considerable. El punto anterior también se puede ilustrar utilizando una representación dinámica de la inflación muy cercana a las ecuaciones de inflación que se encuentran en la literatura. Multiplicando ambos lados de la ecuación (2) por  $(1-\gamma)$  y reordenando términos, conseguimos:

$$(4) \pi = \frac{\gamma}{1+\beta\gamma} \pi(-1) + \frac{\beta}{1+\beta\gamma} E\pi(+1) + \frac{\lambda}{1+\beta\gamma} x_2 + \zeta$$

donde  $\zeta = [(\beta\gamma)/(1+\beta\gamma)] (\pi - E(\pi|-1))$  es ruido blanco y  $x_2$  se define igual que arriba. La ecuación (4) toma una forma muy similar a una especificación NKPC híbrida, utilizada en varias aplicaciones empíricas y análisis de política, la cual permite un termino rezagado y otro adelantado o futuro para la inflación (con coeficientes cuya suma es cercana a uno, como se analiza en este trabajo), y por tanto la idea es obtener evidencia empírica del efecto de las rigideces reales sobre la inflación pasada y futura. En el modelo mostrado por (4), la ponderación relativa de la inflación rezagada esta muy ligada al grado de rigidez

5 Es un conjunto o familia de variables aleatorias que se distribuyen de forma normal con media cero y varianza constante, es decir es un proceso independiente e idénticamente distribuido (i.i.d).

del salario real. Luego, cuando  $\gamma$  se incrementa de 0 a 1, el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación del pasado aumenta de 0 a  $1/(1 + \beta)$  lo cual es mayor que 1/2. El coeficiente que acompaña a la tasa de inflación esperada disminuye de  $\beta$  a  $\beta/(1 + \beta)$  es menor que 1/2.

La discusión anterior ofrece una explicación potencial para la significancia de la inflación rezagada en estimaciones de versiones híbridas de la NKPC. Es importante mencionar, que la ecuación (4) no se puede estimar directamente dado que el nivel natural de producción, y por implicación la brecha del producto, no son observables, tal como lo resaltan Gali y Gertler (1999). No obstante, para su estimación se pueden realizar mediciones ad-hoc de la brecha del PIB que han sido usadas en la literatura<sup>6</sup>. En el presente trabajo, se estimara la ecuación (4) de forma indirecta, es decir usando una estimación estadística de la brecha del producto y por otro lado, se estimara directamente dado que la ecuación que representa la dinámica de la inflación, se podría tomar directamente de los datos, tal como se hace en el trabajo de Blanchard y Gali (2005).

Es importante resaltar, que para efectos empíricos en este trabajo no se estima en rigor una NKPC estructural como si se hace en el trabajo de Gali y Gertler (1999) sino una curva NKPC en donde se estima los parámetros de la forma «cuasi-reducida» de la NKPC estructural. Por otro lado, sería muy complicado hacerlo con una sola ecuación debido a que si se incluye el producto en la NKPC, se tendría que estimar el coeficiente de aversión al riesgo de los agentes, la elasticidad de la curva de oferta laboral de los individuos, como si se hace en el trabajo de Gali y Gertler. Esto implica entonces una limitante en términos de los resultados econométricos que se presentarán posteriormente.

## **B) Inflación y desempleo**

Con el fin de derivar la relación entre la tasa de inflación y la tasa de desempleo que implica el modelo descrito anteriormente, se procede en dos pasos:

El primer paso consiste en introducir explícitamente el desempleo. Para tal efecto, se establece la siguiente relación

$$(5) \quad w = y + \phi n_s + \xi$$

donde  $n_s$  mide la cantidad de trabajo que los hogares desearían ofrecer dado el salario actual y la utilidad marginal del ingreso. De acuerdo a lo anterior, se define la tasa de desempleo (involuntaria),  $u$ , como la desviación entre el logaritmo de la oferta deseada de trabajo y el logaritmo del empleo actual:

$$(6) \quad u \equiv n_s - n$$

6 Por ejemplo se ha utilizado técnicas de filtrado de la serie del PIB como el filtro de Hodrick y Prescott (1997), caracterizado por descomponer la serie en su parte transitoria y permanente mediante métodos de suavizamiento que son función del tiempo.

Blanchard y Gali explican, a partir de (6), que en ausencia de rigideces reales ( $\gamma = 0$ ) no existe desempleo involuntario cuando el salario siempre es igual a la tasa marginal de sustitución, que resulta de la maximización de la utilidad por parte de los hogares. A continuación, especifica una relación que muestra la forma como se ajustan los salarios a las condiciones del mercado laboral, como resultado de alguna imperfección o fricción en dicho mercado, es decir

$$(7) \quad w = \gamma w(-1) + (1 - \gamma) mrs$$

La expresión (7) indica que el salario actual  $w$  es una media ponderada del salario del periodo anterior  $w(-1)$  y de la tasa marginal de sustitución,  $mrs$ . Por tanto, al manipular (7) y usar la definición (5) y (6), obtenemos

$$(8) \quad \Delta w = -\frac{(1 - \gamma)\phi}{\gamma} u$$

Por tanto, en el modelo de rigideces reales, una tasa de desempleo por encima (por debajo) de alguna constante (implícitamente normalizada a cero) induce un ajuste hacia abajo (hacia arriba) de los salarios reales. Este ajuste será más fuerte cuanto más se desvíe la tasa de desempleo de cero. Este ajuste salarial  $\Delta w$  está inversamente relacionado con el índice de rigideces reales  $\gamma$  y positivamente relacionado con la pendiente de la oferta laboral  $\phi$ .

El segundo paso consiste en reescribir la ecuación de inflación (2) en términos del desempleo, y de los precios antes que de la cantidad de insumos producidos (materias primas) como el petróleo, entre otros. A partir de algunas manipulaciones obtenemos (el álgebra se presenta en el apéndice):

$$(9) \quad \pi = \frac{1}{1 + \beta} \pi(-1) + \frac{\beta}{1 + \beta} E\pi(+1) - \frac{\lambda(1 - \alpha)(1 - \gamma)\phi}{\gamma(1 + \beta)} u + \frac{\alpha\lambda}{1 + \beta} \Delta v + \zeta$$

La ecuación (9) dice que la inflación es una función de la tasa de inflación pasada y futura, de la tasa de desempleo, y de la variación del precio real de las materias primas el cual se recoge en el término  $\Delta v$ . Como en la ecuación anterior (4), el término  $\zeta$  es proporcional a  $(\pi - E(\pi|t-1))$  y por tanto es ruido blanco, ortogonal a todas las variables en  $t-1$ <sup>7</sup>. Excepto por la presencia de la inflación rezagada y esperada, esta especificación es muy cercana

7 Note que, en contraste con la representación (20), los coeficientes que acompañan a la inflación rezagada y esperada son independientes del grado de rigidez del salario real, el cual se recoge en el parámetro  $\gamma$  el cual tiene una influencia sobre la inflación a través de la tasa de desempleo.

a las especificaciones de curvas de Phillips, las cuales típicamente incorporan, adicional a la tasa de desempleo, la variación en el precio del petróleo y otros factores por el lado de la oferta en el lado derecho de la ecuación. Ver por ejemplo Gordon (1997) o Blanchard y Katz (1999).

### III. Estimación econométrica de la Curva de Phillips Neokeynesiana híbrida

El propósito de esta sección es analizar y cuantificar la dinámica de la inflación en el corto plazo, mediante la estimación econométrica de una Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC), que se constituye en el marco de referencia del análisis empírico desarrollado en esta sección. Es importante resaltar, que no se trata de realizar una evaluación empírica exhaustiva de las técnicas econométricas utilizadas en la estimación de curvas de Phillips, sino revisar los principales problemas econométricos que subyacen en la estimación y abordar una metodología consistente con el marco de referencia implementado en la sección anterior y por tanto obtener estimaciones robustas del impacto de la inflación del pasado sobre la trayectoria futura de la misma para Colombia.

#### A) Trabajos empíricos sobre la Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC)

La evolución de la tasa de inflación en los últimos años se ha modelado a través de una NKPC híbrida, que resulta del esfuerzo de caracterizar la dinámica de corto plazo de la inflación mediante fundamentos microeconomicos (Woodford, 2003). En su forma básica, la NKPC estipula que la inflación en el periodo  $t$  es una función de la tasa de inflación esperada y de la brecha del nivel de producto. Una ventaja de la especificación híbrida de la NKPC es que esta fundamentada por principios microeconomicos, lo cual le da una significativa ventaja teórica frente a la curva de Phillips tradicional de forma reducida (que se justifica solo desde el punto de vista estadístico)<sup>8</sup>. En torno a los hallazgos empíricos de la NKPC se destacan los siguientes: i). La adición de un termino de inflación rezagado ayuda a corregir los signos de los coeficientes estimados de la ecuación (Fuhrer y Moore 1995, Roberts 1997, Fuhrer 1997) y ii). Al utilizar una medida proxy del costo marginal real derivado de una función de producción particular, por ejemplo de la brecha del producto, ofrece un mejor ajuste estadístico cuando se utiliza el Método de Momentos Generalizados – MMG (Gali y Gertler 1999, Gali, Gertler y Lopez – Salido 2001). La cuestión sobre que tipo de función de producción (cual es la mejor medida del costo marginal) es empíricamente preferible todavía sigue sin resolverse, dado que la selección de la proxy para el costo marginal parece afectar la ponderación del componente de rezago (backward-looking) de la inflación. Ver por ejemplo el trabajo de Gagnon y Khan (2005). Adicionalmente, existen diferentes formas teóricas de incorporar el componente rezagado de la inflación en la curva, lo que genera diferencias en los resultados (Fuhrer y Moore 1995, Gali y Gertler 1999, Eichenbaum y Fisher 2004).

---

8 De igual manera y de acuerdo con Agenor y Montiel (1996), los modelos fundamentados con principios microeconomicos son menos vulnerables a la crítica de Lucas, cuando son utilizados para evaluar econométricamente las implicaciones de política que de ellos se desprenden.

La discusión entre diferentes alternativas de modelar la dinámica de la inflación, deja un espacio abierto para el uso de los métodos econométricos. En efecto, los modelos con información completa tradicionalmente son no lineales y altamente parametrizados. Por tanto, en la práctica este tipo de modelos se estiman a través de variables instrumentales con información limitada (IL). En este sentido, la popularidad de los modelos de NKPC surge a partir de los trabajos de Gali y Gertler (1999) y Gali et ál. (2001), quienes encuentran evidencia empírica de una versión de NKPC mediante el Método Generalizado de Momentos (GMM), y a través de una prueba de Hansen dicho modelo no es rechazado.

A pesar de que la popularidad y el uso del modelo NKPC han crecido, también se han desatado críticas con relación a la identificación empírica realizada a través del método de variables instrumentales (IV). El principal aspecto es que el método de IV tales como el GMM no es inmune a la presencia de instrumentos débiles (Stock y Wrigth 2000; Dufour y Jasiak 2001; Stock, Wrigth y Yogo 2002; Kleibergen 2002; Khalaf y Kichian 2004, 2005; Dufour y Khalaf 2003; Dufour y Taamouti 2003, entre otros). Estos estudios han demostrado que los procedimientos asintóticos estándar (que imponen algún tipo de identificación sin corregir por lo menos la identificación local) son fundamentalmente débiles en presencia de muestras de gran tamaño. En particular, se presentan los siguientes problemas en modelos en los que no se pueden identificar el espacio total de parámetros: i). Las pruebas estándar tipo  $t$  presentan niveles de significancia que pueden desviarse arbitrariamente de sus niveles nominales, dado que no es posible acotar sus distribuciones nulas, y ii). Los intervalos de confianza tipo Wald de la forma: parámetro estimado  $\pm$  (error estándar asintótico)\*(valores críticos asintóticos), tienen dramáticamente una pobre cobertura de su nivel nominal, dado que están acotados por construcción.

La dificultad con relación al problema de la identificación ha generado una gran cantidad de estudios que intentan reexaminar el modelo de NKPC, en particular la especificación de Gertler y Gali de la NKPC. Linde (2001) realiza un estudio de simulación a pequeña escala del modelo de Gertler y Gali y resalta la superioridad del método de máxima verosimilitud con información completa (FIML) con relación al GMM. En particular, las estimaciones realizadas a través del GMM parecen ser sensibles a la calibración de los parámetros. Ma (2002) aplica métodos asintóticos propuestos en el trabajo de Stock y Wrigth (2000) a la especificación de Gertler y Gali, con el fin de obtener conjuntos de confianza que tengan en cuenta la presencia de instrumentos débiles. Estos conjuntos de confianza resultan ser más ricos en información, lo cual sugiere que los parámetros de la versión de NKPC de Gertler y Gali no están bien identificados. Nason y Smith (2003) analizan los aspectos de identificación de la NKPC en un contexto de información limitada y resuelven la ecuación en diferencias de la Curva de Phillips. Ellos muestran que la estimación de la curvas de Phillips mediante el GMM tienen parámetros que no son identificables. Finalmente, Fuhrer y Olivei (2004) consideran una versión mejorada del GMM, en donde la etapa de instrumentación toma las restricciones derivadas de la teoría económica. Ellos demuestran mediante simulaciones de Montecarlo la superioridad de su enfoque. Adicionalmente, Fuhrer y Olivei estiman una ecuación de inflación utilizando datos para los Estados Unidos, y obtienen un componente

de forward-looking grande mediante el GMM, pero un parámetro mas bajo de este componente mediante el método de Máxima Verosimilitud.

En un trabajo más reciente, Kim y Kim (2008) analizan, a partir de un modelo NKPC híbrido, que tan importante es el componente pasado de la inflación en los Estados Unidos permitiendo la presencia de quiebres estructurales en la tasa de inflación. Empíricamente, en su estudio estiman un modelo híbrido NKPC que permite múltiples quiebres estructurales derivado de la técnica de análisis de cambios de régimen con regresores endógenos<sup>9</sup>. Los autores en las estimaciones utilizan datos recopilados a través de encuestas como una proxy para medir las expectativas inflacionarias de los agentes en la economía. Kim y Kim concluyen que el componente pasado de la inflación es estadísticamente significativo solamente antes del quiebre estructural (año 1982), cuando introducen un quiebre estructural, mientras el componente futuro de la inflación es estadísticamente significativo para todo el periodo muestral (cuarto trimestre de 1969 hasta primer trimestre de 2006). Finalmente, con el fin de detectar la presencia de una incorrecta especificación del modelo, implementan un test estadístico Q con el fin de identificar una correlación serial significativa en la serie de residuos del modelo estimado.

En Colombia también se han realizado trabajos empíricos sobre la curva NKPC dentro de los cuales se destacan los de Gómez, Uribe y Vargas (2001) y Bejarano (2005). En el trabajo de Gómez et ál. (2001), se estima una versión reducida de la curva de Phillips nekeynesiana híbrida que carece de un modelo estructural, a través del Método Generalizado de Momentos, para el periodo 1982 a 2001. Los autores en la estimación de las expectativas de inflación utilizan como instrumentos la inflación núcleo estimada por el Banco de la República, un componente de inflación importada, la brecha del producto y un conjunto de variables dummy que capturan las reformas implementadas con la apertura y el programa de ajuste llevado a cabo por el FMI en el año 1986.

El trabajo de Bejarano (2005), que es uno de los más completos que existen actualmente en Colombia, se caracteriza por estimar rigurosamente una curva de Phillips estructural. En este trabajo, el autor estima para Colombia los parámetros profundos de la NKPC propuesta por Gali y Gertler (1999). La estimación de los parámetros implica que más del setenta por ciento de las firmas en Colombia mantienen sus precios fijos durante aproximadamente tres trimestres. Adicionalmente, al autor estima los parámetros estructurales que como él lo dice soportan la relación positiva que hay entre la brecha del costo marginal real y la brecha del producto a partir de un modelo de equilibrio general propuesto por Gali y Monacelli (2002). Los resultados obtenidos muestran una relación positiva entre el costo marginal real y el producto en Colombia. El trabajo de Bejarano (2005) deja importantes inquietudes que incitan el estudio de la dinámica inflacionaria en Colombia, tales como la posibilidad de encontrar una fuerte relación de corto plazo entre el producto y el costo marginal real si se relaja el

---

9 Esta técnica econométrica se conoce como "Regime Switching Models with Endogenous Regressors", la cual ha sido ampliamente trabajada por Hamilton (1996).

supuesto de competencia perfecta que permita modelar la rigidez y la inercia de los salarios en Colombia, y por otro lado, estimar la NKPC híbrida utilizando como medida de las desviaciones de la inflación con respecto a su valor de estado estacionario.

En este trabajo se sigue la estrategia empírica utilizada por Kim y Kim (2008) con algunas variantes las cuales se explican enteramente por la disponibilidad de información. En efecto, aquí no se usa datos sobre expectativas de inflación recopilados a través de encuesta, debido a que se cuenta con series de tiempo muy cortas, toda vez que el Banco de la República comenzó a aplicar este tipo de encuestas en Colombia a partir del año 2003 y de forma mensual. No obstante, en este trabajo se realiza un ejercicio econométrico con periodicidad mensual para las variables que determinan la dinámica de la inflación en Colombia a partir de un modelo NKPC. En segundo lugar, el trabajo considera la presencia de quiebres estructurales pero de forma exógena, es decir identificando ex - ante los periodos del cambio de formación de expectativas inflacionarias, es decir los mecanismos de indexación con inflación pasada y los que se usan actualmente a través de la inflación futura. La razón por la cual se incorporan quiebres exógenos es que en este trabajo no se utiliza el método de "Regime Switching Model", tal como se hace en Kim y Kim (2008), y que precisamente esta es una de las principales diferencias con relación a este trabajo.

En síntesis, a diferencia de los trabajos realizados para Colombia, considero que el aporte del mismo es llevar a cabo la metodología propuesta por Kim y Kim (2008), y por otro incluir por primera vez en la estimación de la NKPC híbrida la Encuesta de Expectativas Inflacionarias del Banco de la República.

### **B) Especificación del modelo y estrategia de estimación**

En esta sección se presenta una versión alternativa, susceptible de ser estimada económicamente, del modelo híbrido generalizado de Kim y Kim (2008) para la NKPC, similar al de la ecuación (9) de la sección anterior. El modelo incorpora la presencia de un quiebre estructural de la serie de inflación de estado estable o de largo plazo. Lo anterior, se puede representar a través de la siguiente relación:

$$(10) \pi_t = \alpha_{S_t} + \beta_{f,S_t} \pi_{t+1}^e + \beta_{b,S_t} \pi_{t-1} + \gamma_{S_t} y_t^* + \eta_t \approx i.i.d.N(0, \sigma_{\eta,S_t}^2)$$

$$(11) \theta_{S_t} = \theta_1 S_{1t} + \theta_2 S_{2t} + \dots + \theta_M S_{Mt}$$

$$(12) S_{mt} = \begin{cases} 1 & \text{si } S_t = m \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}, m = 1, 2, \dots, M$$

donde  $\alpha_{S_t} = (1 - \beta_{f,S_t} - \beta_{b,S_t}) \pi_{S_t}^*$ ;  $\theta_{S_t} = \{\alpha_{S_t}, \beta_{f,S_t}, \beta_{b,S_t}, \gamma_{S_t}, \sigma_{\eta,S_t}^2\}$ ;  $\pi_t$  representa la tasa de inflación anualizada en el periodo t;  $\pi_{t+1}^e$  es la expectativa no observada un periodo

adelante que tienen los agentes sobre la inflación;  $y_t^*$  denota la actividad económica real (brecha de la producción) la cual también no es observable y  $\pi^*$  representa la tasa de inflación de estado estable. Con el fin de incorporar algún cambio estructural de forma exógena, se construyó una variable dummy  $S_{mt}$  que toma el valor de 1 en el momento que tiene lugar el quiebre y cero (0) en caso contrario. En la siguiente sección se determinara los periodos en donde tienen lugar los quiebres para la tasa de inflación.

En la estimación de la ecuación (10), es importante tener presente el tratamiento que se le debe dar al termino esperado de la tasa de inflación, el cual no es observado. En algunos estudios aplicados, se ha utilizado datos sobre la inflación observada ex-post en lugar de expectativas de inflación que usan el supuesto de expectativas racionales. Dichos estudios han empleado el método econométrico de estimación por variables instrumentales (IV), o de forma más general el Método Generalizado de Momentos (GMM por sus siglas en ingles) con el fin de remediar el problema de endogeneidad generado por los errores en las variables. En este documento, se utiliza la tasa de inflación observada ex-post en remplazo de la expectativa inflacionaria actual, y se estima una especificación de la forma:

$$(13) \pi_t = \alpha_{S_t} + \beta_{f,S_t} \pi_{t+1} + \beta_{b,S_t} \pi_{t-1} + \gamma_{S_t} y_t + e_t, e_t \approx i.i.d.N(0, \sigma_{e,S_t}^2)$$

donde  $e_t = \eta_t - \beta_{f,S_t} (\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^e) - \gamma_{S_t} (y_t - y_t^*)$  es el termino de error el cual esta correlacionado con las variables explicativas  $\pi_{t+1}$  y  $y_t$ . Con el fin de abordar el problema de endogeneidad, se considera la siguiente relación entre los regresores endógenos y un vector de variables instrumentales  $Z_{t-1}$ :

$$(14) \pi_{t+1} = z_{t-1} \delta_{1,S_t} + v_{1,t}$$

$$(15) y_t = z_{t-1} \delta_{2,S_t} + v_{2,t}$$

$$(16) v_t \equiv [v_{1,t}, v_{2,t}] \approx i.i.d(0_2, \sum_{v,S_t})$$

donde  $v_t$  esta correlacionado con  $e_t$ <sup>10</sup>.

En la estimación de la ecuación (10) mediante el método (IV) se utiliza como instrumentos los rezagos de las variables tasa de inflación observada, brecha del producto, inflación del salario real y la variación del precio de las materias primas.

De igual manera en este trabajo, se utiliza información de expectativas inflacionarias (pronósticos) derivados de la Encuesta de Expectativas Inflacionarias llevada a cabo por el

10 La ecuación (10) o la ecuación (13), se pueden considerar como una ecuación estructural, mientras que las ecuaciones instrumentadas (14) y (15) podrían asumirse como ecuaciones de la forma reducida.

Banco de la República, como una proxy de las expectativas generadas por los agentes en la economía. Por consiguiente, se considera una especificación del modelo NKPC susceptible de ser estimada, la cual tiene la siguiente forma:

$$(17) \pi_t = \alpha_{S_t} + \beta_{f,S_t} \pi_{t+1}^S + \beta_{b,S_t} \pi_{t-1} + \gamma_{S_t} y_t + e_t, e_t \approx i.i.d.N(0, \sigma_{e,S_t}^2)$$

$$(18) \pi_{t+1}^S = z_{t-1} \delta_{1,S_t} + v_{1,t}$$

$$(19) y_t = z_{t-1} \delta_{2,S_t} + v_{2,t}$$

$$(20) v_t \equiv [v_{1,t}, v_{2,t}] \approx i.i.d.(0_2, \sum_{v,S_t})$$

donde  $\pi_{t+1}^S$  es una medida de los pronósticos de inflación;  $e_t = \eta_t - \beta_{f,S_t} (\pi_{t+1}^S - \pi_{t+1}^e) - \gamma_{S_t} (y_t - y_t^*)$  es el término de error el cual está correlacionado con las variables explicativas  $\pi_{t+1}^S$  y  $y_t$ ;  $z_{t-1}$  es un vector de variables instrumentales utilizadas para abordar el problema de endogeneidad. En este caso  $v_t$  está correlacionado con  $e_t$  y la presencia de una correlación diferente de cero entre estos dos términos de perturbación indica la existencia de endogeneidad en la ecuación (17), que resulta de errores de medición en la encuesta de expectativas o en la brecha de producto.

### C) Datos y resultados empíricos

Para el primer conjunto de estimaciones de la NKPC híbrida, se utilizó información con periodicidad trimestral que va desde el segundo trimestre de 1984 hasta el cuarto trimestre de 2008. A partir del índice de precios al consumidor (IPC), ajustado estacionalmente, se estimó la tasa de inflación anualizada. Los datos para la serie de desempleo, cuya fuente es el DANE, se tomaron de un ejercicio de empalme realizado por Lasso (2002), con el fin de superar la falta de series largas de esta variable debido a los cambios metodológicos que ha sufrido la Encuesta Nacional de Hogares a lo largo del tiempo. Como proxy de los shocks por el lado de la oferta, se estimó la inflación anualizada de los índices de precios de materias primas y de energía producidos por el Fondo Monetario Internacional.

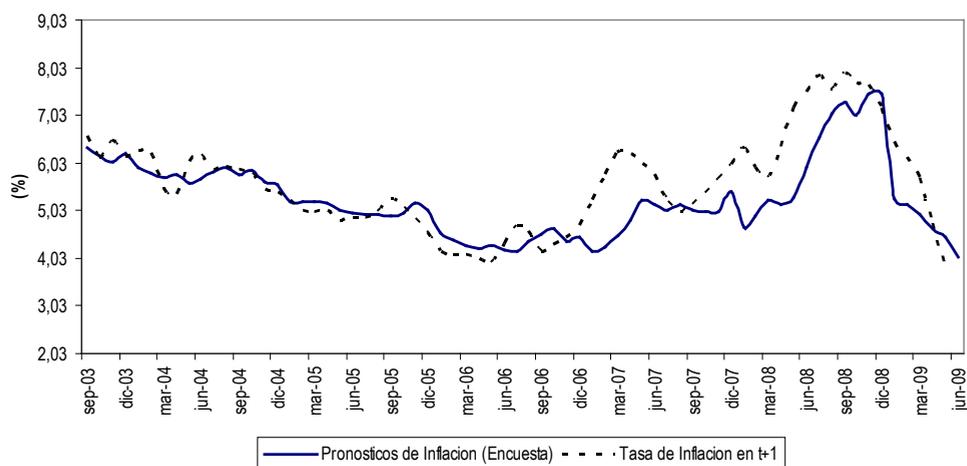
El segundo conjunto de estimaciones de la Curva de Phillips se realizó con información mensual que cubre el periodo septiembre de 2003 a junio de 2009. Adicionalmente a la tasa de inflación y la tasa de desempleo, se estimó la brecha de la producción utilizando el filtro de Hodrick y Prescott para la serie de producción industrial sin trilla de café de la Muestra Mensual Manufacturera. Una vez que se descompuso la serie de producción en su componente permanente y transitorio, la brecha se estimó como la desviación logarítmica

de la producción observada con respecto al componente permanente o de largo plazo de la misma. De igual manera, se utilizó información de la Encuesta de Expectativas Inflacionarias (EEI) del Banco de la Republica como una Proxy del componente de la inflación futura en la curva de Phillips. Esta encuesta se aplica a un grupo de entidades y profesionales que realizan pronósticos de inflación como parte de su trabajo. Se supone que cuando se realizan pronósticos de inflación, los agentes en la economía utilizan la información de esta encuesta. Por consiguiente, los pronósticos de inflación que se derivan de EEI podrían ser una buena proxy de las expectativas totales en la economía. Los datos de la EEI utilizados en las estimaciones comienzan desde el año 2003 debido a que desde este periodo el Banco de la Republica comenzó a aplicar dicha encuesta para la formación de expectativas inflacionarias.

El Gráfico 1 muestra la tasa de inflación observada un trimestre adelante ( $\pi_{t+1}$ ) y los pronósticos de inflación derivados de la EEI durante el periodo septiembre de 2003 a junio de 2009. Las dos medidas muestran una trayectoria similar hasta diciembre de 2006 y a partir de ese instante y hasta diciembre de 2008, se observan errores de pronóstico dado que la inflación observada se ha ubicado por encima de los pronósticos.

**Gráfico 1**

Tasa de Inflacion Observada un Trimestre Adelante (IPC) y Pronosticos de Inflacion (Encuesta)



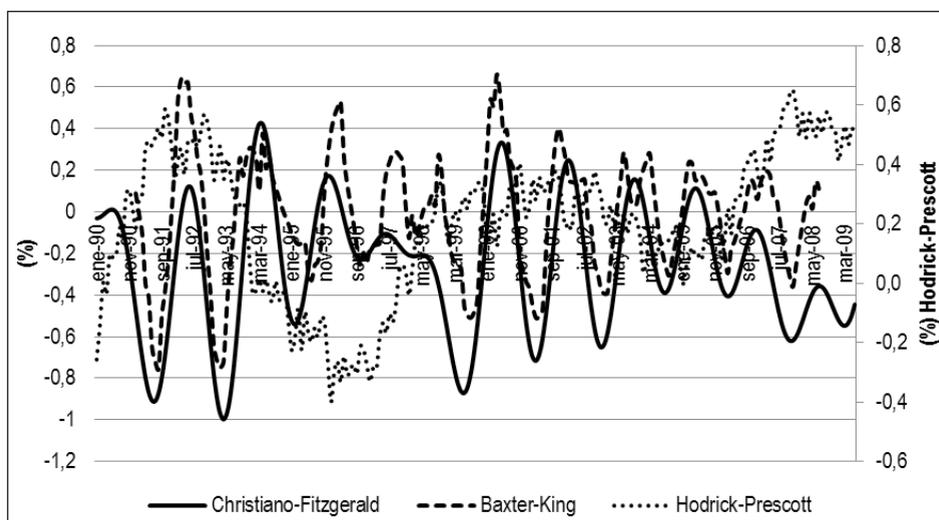
**Fuente:** Cálculos propios sobre cifras del Banco de la Republica y DANE.

En el Gráfico 2 se presenta el comportamiento de la brecha de producción industrial estimada a través de diferentes filtros con el fin de determinar qué tan robustos son las estimaciones de la curva la NKPC que se realiza más adelante. Se destaca, a simple vista, que los ciclos de producción industrial han sido muy frecuentes y de corta duración durante el

periodo analizado. De otro lado, la idea de presentar tres medidas de brecha de producción industrial con diferentes filtros de extracción del componente cíclico radica en capturar los posibles componentes de estacionalidad de la serie de producción industrial, toda vez que la frecuencia de esta es mensual. En primer lugar, se utilizó el filtro convencional de Hodrick y Prescott (H-P) cuya característica principal es que puede ser aplicado a series de tiempo no estacionarias (series que contienen una o más raíces unitarias en su representación autorregresiva), lo cual es típico de muchas series de tiempo macroeconómicas y financieras. La brecha de la producción industrial calculada a través del filtro H-P, muestra marcadas oscilaciones con una alta frecuencia.

En el Gráfico 2 también se observa el comportamiento de la brecha estimada a través de *bandpass* como el de Baxter y King (BK) que permite suprimir los componentes de tendencia tanto de alta frecuencia como de baja frecuencia en una serie económica. Los autores de este filtro argumentan que la definición de ciclo dada por el National Bureau of Economic Research (NBER) requiere en su medición un enfoque *bandpass*, lo que implica retener los componentes de la serie de tiempo con fluctuaciones periódicas entre seis y 32 trimestres, mientras se remueven los componentes a altas y bajas frecuencias. De acuerdo con el filtro de BK lo que hay detrás es tener una buena aproximación al filtro óptimo que podría aplicarse a series  $I(1)$  e  $I(2)$ , así como a series que exhiben una tendencia cuadrática, lo cual es consistente con el comportamiento de la serie original del índice de producción industrial para Colombia. Finalmente, en el gráfico 2 se presenta la brecha estimada a través del filtro de Christiano y Fitzgerald (CF) también considerada *bandpass* que se construye bajo el supuesto que los datos son generados a través de un random walk, en donde en su construcción se utilizan filtros de regresión trigonométrica, es decir usan funciones seno y coseno. La ventaja del filtro de CF frente al de HP y BK es que es un filtro que se puede estimar fácilmente y ofrece una buena aproximación al comportamiento cíclico de las series estadísticas, tal como se puede apreciar en el gráfico 2.

De acuerdo con Bejarano (2005) la brecha del producto no es una adecuada proxy del costo marginal real y el autor encuentra que la relación entre el costo marginal real y la brecha del producto en Colombia es muy débil. En este sentido, el autor de manera original calcula dos medidas del costo marginal, en la cual la primera se basa en una función de producción Cobb-Douglas y la segunda utiliza una función de producción CES. Dado que en el presente trabajo no se estiman los parámetros estructurales sino una curva de Phillips híbrida, no se estiman como tal las series de costo marginal. De tal manera que simplemente, se introduce la brecha de la producción como variable independiente de la ecuación que describe a la NKPC, con el fin de capturar la presencia de un trade-off de largo plazo entre la inflación y la brecha de la producción, tal como se sugiere en el trabajo de Blanchard y Gali (2005).

**Gráfico 2. Brecha de la Producción Industrial con Diferentes Filtros 1990-2009**

**Fuente:** Elaboración propia sobre cifras de la Muestra Mensual Manufacturera (MMM) del DANE. La brecha indica la desviación en puntos porcentuales de la producción observada con respecto al nivel permanente o de largo plazo.

Como ejercicio preliminar se estimó una NKPC generalizada (curva de Phillips híbrida que incluye la constante o intercepto) sin ningún quiebre estructural, mediante el método de Variables Instrumentales (IV) con el fin de replicar los resultados encontrados en la investigación empírica tradicional. En la Tabla 1 se presentan los resultados de la estimación utilizando la tasa de inflación observada *ex post* en lugar de las expectativas o pronósticos de inflación. Los parámetros de interés  $\alpha$ ,  $\beta_b$ ,  $\beta_f$ ,  $\gamma$  y  $\sigma_e$ , se reportan en la Tabla con sus respectivos errores estándar de estimación los cuales están entre paréntesis. Los componentes pasado (backward-looking) y futuro (forward-looking) de la inflación son estadísticamente significativos y diferentes de cero. La magnitud de estos coeficientes estimados son cercanos a la unidad, resultado que es similar al encontrado por Blanchard y Gali<sup>11</sup>. Este resultado es interesante en la medida en que la ponderación relativa de la inflación rezagada esta muy ligada al grado de rigidez del salario real. Por tanto, como dicen los autores, cuando el índice de rigidez real  $\gamma$  (ver ecuación 4) se incrementa de 0 a 1, el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación del pasado aumenta de 0 a  $1/(1 + \beta)$ , lo cual es mayor que 1/2. En efecto, los resultados de la estimación muestran un parámetro estimado de 0.518 para la

11 Con el fin de corroborar dicho resultado, se realizó una prueba imponiendo una restricción de que la suma de los coeficientes estimados de la inflación pasada y futura es igual a uno. Los resultados de la prueba mostraron que no se puede rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%.

inflación pasada. Por el contrario, el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación esperada disminuye de  $\beta/(1+\beta)$  es menor que 1/2, lo cual es consistente con la estimación del parámetro que acompaña a la tasa de inflación futura (0.458).

El impacto de la tasa de desempleo sobre la tasa de inflación es negativo, tal como se ha mostrado en la literatura empírica estándar. En efecto, el coeficiente estimado ( $\gamma$ ) que acompaña a la tasa de desempleo resultó ser estadísticamente significativo y con el signo correcto. Los shocks por el lado de la oferta medidos a través de la variación del precio de las materias primas, no resultaron ser significativos en la estimación, aunque el signo del coeficiente ( $\theta$ ) es el esperado. De igual forma, en la Tabla 1 se reportan los valores de la probabilidad del estadístico Q, útil para contrastar la hipótesis nula de no correlación serial de los residuos para los rezagos 4, 5, 8 y 9. Dichos valores indican el rechazo de la hipótesis nula, lo que implica problemas claros de especificación del modelo.

De los resultados encontrados en la estimación que se reporta en la Tabla 1, se destaca el hecho que la dinámica de la inflación en Colombia se ajusta muy bien a la NKPC, por lo menos durante este periodo. A pesar de que no se muestran en la Tabla, los valores del coeficiente

**Tabla 1. Estimación de una NKPC híbrida sin quiebres estructurales usando la tasa de inflación expost observada [Estimación por IV, 1984.2 - 2008.4]**

$$\pi = \alpha + \beta_b \pi(-1) + \beta_f \pi(+1) + \gamma u + \theta \Delta v + e, e \sim N(0, \sigma^2)$$

Parámetros	Estimación (SE)
$\alpha$	0.003(0.006)
$\beta_b$	0.518(0.052)
$\beta_f$	0.458(0.057)
$\gamma$	-0.209(0.08)
$\theta$	0.015(0.011)
$\sigma_e$	1.069
p - Q stat.	Q(4): 0.000, Q(5): 0.000, Q(8): 0.000, Q(9): 0.000

**Nota:** Errores estandar entre parentesis. Los instrumentos incluyen cuatro rezagos para cada una de las siguientes variables: tasa de inflación observada (IPC), inflación del salario real, desempleo y la inflación de precios de materias primas (precios de energía). p - Q stat(i) son los valores de la probabilidad asociados al estadístico Q para contrastar la hipótesis nula de no correlación serial hasta el rezago (i).

de bondad de ajuste del modelo ( $R^2$  ajustado) estimado son cercanos a 0,98. Por otro lado, la evidencia empírica aquí encontrada es consistente con la literatura previa, en el sentido que al introducir un componente futuro de la inflación del lado derecho de la ecuación, ayuda a corregir el signo negativo que se encontraba para el termino pasado de la inflación.

La Tabla 2 presenta la estimación de una NKPC híbrida en la presencia de un quiebre estructural exógeno, que tiene lugar en el segundo trimestre de 1992. La idea de seleccionar

este periodo radica en encontrar algún efecto que sobre la tasa de inflación observada pudo haber tenido la política monetaria de romper con la inercia inflacionaria colombiana. Específicamente, se trata de ver si el mecanismo de establecer metas de inflación futura por parte de la autoridad monetaria logra tener un efecto sobre la reducción del componente inercial de la inflación en Colombia<sup>12</sup>.

**Tabla 2. Estimación de una NKPC híbrida con un quiebre estructural exógeno usando la tasa de inflación *expost* observada [Estimación por IV, 1984.2 - 2008.4]**

$$\pi = \alpha + \beta_b \pi(-1) + \beta_f \pi(+1) + \gamma u + \theta \Delta v + \delta \text{Dum} + e, e \sim N(0, \sigma^2)$$

Parámetros	Estimación (SE)
$\alpha$	-0.0004(0.006)
$\beta_b$	0.488(0.052)
$\beta_f$	0.469(0.051)
$\gamma$	-0.202(0.08)
$\theta$	0.009(0.011)
$\delta$	0.004(0.003)
$\sigma_e$	1.036
<b>0.004(0.003) Punto de quiebre: 1992:Q2</b>	
<b>p - Q stat.</b>	<b>Q(4): 0.000, Q(5): 0.000, Q(8): 0.000, Q(9): 0.000</b>

**Nota:** Errores estándar entre parentesis. Los instrumentos incluyen cuatro rezagos para cada una de las siguientes variables: tasa de inflación observada (IPC), inflación del salario real, desempleo y la inflación de precios de materias primas (precios de energía). p - Q stat(i) son los valores de la probabilidad asociados al estadístico Q para contrastar la hipótesis nula de no correlación serial hasta el rezago (i).

A pesar de que el parámetro estimado que captura el momento del quiebre ( $\sigma$ ) no resulta ser estadísticamente significativo, si genera que la magnitud de la ponderación que recibe la inflación del pasado sea menor comparada con la estimación en ausencia de quiebre. Lo anterior, podría sugerir que el componente de inflación inercial después de ese periodo comenzó a eliminarse gradualmente. En efecto, si comparamos con los resultados de la estimación mostrados por la Tabla 1 (ecuación sin quiebre), la ponderación que recibe la inflación futura aumenta en magnitud mientras que el coeficiente estimado que acompaña a la tasa de inflación rezagada disminuye<sup>13</sup>.

Es importante mencionar que la selección de forma exógena del momento donde tiene lugar el quiebre no es un método estadísticamente robusto para medir algún cambio de tipo es-

12 Antes del año 1992 muchos precios en la economía colombiana estaban indexados con base en la inflación pasada, lo que evidentemente, alimentaba el proceso inercial de la inflación y por tanto dificultaba la reducción de la misma en Colombia.

13 Esto resultados también sugieren que la dinámica de la inflación en Colombia esta bien explicada a través de la NKPC híbrida antes de 1992 y mediante una NKPC pura después de ese año.

tructural en la estimación, tal como lo analiza Julio (1995). Por el contrario, se podría utilizar un método econométrico mas sofisticado que consiste en la selección endógena del momento en donde sucede el quiebre a través de la estimación de un "Regime Switching Model", tal como se hace en Kim y Kim (2008). En cuanto al impacto de la tasa de desempleo sobre la tasa de inflación observada, se encuentra que la magnitud y dirección del signo del parámetro estimado son los correctos, y al mismo es estadísticamente significativo. Al igual que en la estimación de la Tabla 1, los valores de la probabilidad asociada al estadístico Q implican que se logra rechazar de manera contundente la hipótesis de no correlación serial de los residuos, lo que sugiere problemas de especificación del modelo.

En la Tabla 3 se presenta la estimación de la NKPC híbrida mediante el método de IV, pero usando esta vez valores pronosticados de la inflación antes que la tasa de inflación observada ex – post. Adicionalmente, en este modelo se incorpora ya no la tasa de desempleo del lado derecho de la ecuación sino la brecha de la producción industrial, lo cual se recoge en la estimación del parámetro ( $\gamma$ ). En efecto, se encuentra que la magnitud y la dirección del parámetro que mide el efecto de la brecha de la producción sobre la inflación son los correctos, y además son estadísticamente significativos al 1%. Un resultado interesante que se observa en la Tabla 3, tiene que ver con la magnitud de la ponderación que recibe la tasa de inflación futura, la cual se mide a través de los pronósticos de inflación que se derivan de la encuesta de expectativas inflacionarias. En efecto, se observa que la magnitud del parámetro estimado ( $\beta_f$ ) que acompaña a la inflación futura resulta ser mayor que la del parámetro estimado que acompaña a la inflación pasada ( $\beta_b$ ) y los dos parámetros son estadísticamente significativos y la suma de los dos son cercanos a uno (1).

Por ultimo, la Tabla 4 muestra el resultado de la estimación del modelo NKPC que introduce un quiebre estructural de forma exógena que tiene lugar en febrero de 2009, cuando se

**Tabla 3. Estimación de una NKPC híbrida sin quiebre estructural usando información de la encuesta de expectativas inflacionarias [Estimación por IV, 2003.09 - 2009.06]**

$$\pi = \alpha + \beta_b \pi(-1) + \beta_f \pi(+1) + \gamma \gamma + e, e \sim N(0, \sigma^2)$$

Parámetros	Estimación (SE)
$\alpha$	-0.008(0.007)
$\beta_b$	0.358(0.134)
$\beta_f$	0.672(0.117)
$\gamma$	0.012(0.008)
$\sigma_e$	1.234
p - Q stat.	Q(4): 0.032, Q(5): 0.032, Q(8): 0.124, Q(9): 0.178

**Nota:** Errores estándar entre parentesis. Los instrumentos incluyen seis rezagos para cada una de las siguientes variables: tasa de inflación observada (IPC), brecha de la producción industrial, y el diferencial de tasas de interés. p - Q stat(i) son los valores de la probabilidad asociados al estadístico Q para contrastar la hipótesis nula de no correlación serial hasta el rezago (i).

**Tabla 4. Estimación de una NKPC híbrida con un quiebre estructural exógeno usando información de la encuesta de expectativas de inflación [Estimación por IV, 2003.09 - 2009.06]**

$$\pi = \alpha + \beta_b \pi(-1) + \beta_f \pi(+1) + \gamma \gamma + \delta \text{Dum} + e, e \sim N(0, \sigma^2)$$

Parámetros	Estimación (SE)
$\alpha$	-0.021(0.018)
$\beta_b$	0.299(0.188)
$\beta_f$	0.686(0.170)
$\gamma$	0.015(0.012)
$\delta$	-0.007(0.002)
$\sigma_e$	1.294
-0.007(0.002) Punto de quiebre: 2009:Febrero	
p - Q stat.	Q(4): 0.095, Q(5): 0.044, Q(8): 0.136, Q(9): 0.165

**Nota:** Errores estándar entre parentesis. Los instrumentos incluyen seis rezagos para cada una de las siguientes variables: tasa de inflación observada (IPC), brecha de la producción industrial, y el diferencial de tasas de interés. p - Q stat(i) son los valores de la probabilidad asociados al estadístico Q para contrastar la hipótesis nula de no correlación serial hasta el rezago (i).

presencia un proceso deflacionista en la economía después del choque inflacionario que imprimió la subida a nivel mundial del precio de los alimentos, la cual se inicio en el segundo semestre del año 2008. Los resultados muestran que el coeficiente estimado que captura el punto de quiebre resulto ser estadísticamente significativo y presenta un signo negativo, lo cual podría reflejar el proceso deflacionario en mención después de ese periodo. Tal como se evidencia en las Tablas 3 y 4, los valores de la probabilidad asociados al estadístico Q permiten concluir que los problemas de especificación del modelo están ausentes, toda vez que no se logra rechazar la hipótesis nula de no correlación serial de los residuos, lo cual es mas evidente en los rezagos 8 y 9<sup>14</sup>. Lo anterior implica que el uso de pronósticos inflacionarios, derivados de la encuesta, antes que la inflación observada ex - post en la NKPC ayuda a corregir el problema de especificación y por otro lado permite corregir el signo negativo que presentaba el coeficiente de la inflación rezagada.

La Tabla 5 reporta la estimación de la NKPC híbrida usando las expectativas inflacionarias, pero incorpora diferentes mediciones de brecha de la producción industrial. Esto con el fin de detectar que tan robustos y sensibles pueden ser los parámetros de esta ecuación al usar diferentes métodos de filtrado para extraer el componente cíclico de la serie producción industrial. En efecto como se muestra en la Tabla, la bondad de ajuste de la NKPC medida a través del R<sup>2</sup> es creciente en cada uno de los filtros usados para estimar la brecha. Por otro lado, la significancia y el signo esperado del parámetro que acompaña a la brecha

14 En el anexo de este trabajo se presenta algunas pruebas de raíz unitaria con el fin de tener en cuenta el hecho de que el comportamiento no estacionario de la inflación podría afectar la consistencia de las estimaciones y por tanto encontrar algún tipo de relación espuria.

son los que sugiere la teoría. De igual forma, los valores del estadístico de Durbin y Watson sugieren que no existen problemas de autocorrelación serial de primer orden en los residuos estimados de cada una de las ecuaciones.

**Tabla 5. Estimación de una NKPC híbrida sin quiebre estructural usando información de la encuesta de expectativas inflacionarias [Estimación por IV, 2003.09 - 2009.06]**

$$\pi = \alpha + \beta_b \pi(-1) + \beta_f \pi(+1) + \gamma y + e, e \sim N(0, \sigma^2)$$

	$\alpha$	$\beta_b$	$\beta_f$	$\gamma$
Hodrick-Prescott	0.011 (0.006)	1.249 (0.155)	-0.261 (0.195)	0.027 (0.013)
	$R^2 = 0.8777$ DW = 1.90			
Baxter-King	0.006 (0.0060)	1.12 (0.143)	-0.070 (0.173)	0.0103 (0.00547)
	$R^2 = 0.8884$ DW = 1.89			
Christiano-Fitzgerald	0.008 (0.005)	1.014 (0.143)	0.048 (0.171)	0.087 (0.042)
	$R^2 = 0.9036$ DW = 1.89			

**Nota:** Errores estándar entre parentesis. Los instrumentos incluyen seis rezagos para cada una de las siguientes variables: tasa de inflación observada (IPC), brecha de la producción industrial, y el diferencial de tasas de interés.

(\*): Los valores entre parentesis representan la desviación estándar de los parámetros estimados.

Como ejercicio final se replican las ecuaciones estimadas en las Tablas 3 y 4 con el mismo tamaño y la misma frecuencia de muestra pero en vez de usar la encuesta de expectativas del Banco de la República, se utiliza la inflación mensual *ex post* con el fin de determinar qué tan útil resulta ser la información suministrada por el Banco. Las Tablas 6 y 7 muestran las estimaciones de las NKPC híbrida pero usando ahora la tasa de inflación mensual *ex post*. Como se observa en la Tabla 6, los parámetros estimados presentan los signos esperados que son sugeridos por la literatura, y además son estadísticamente significativos y diferentes de cero; al igual que los reportados por la Tabla 7. Al comparar estos nuevos resultados con los de las Tablas 3 y 4 se observa que los componentes backward y forward de la

tasa de inflación son aproximadamente iguales a uno, y no divergen los unos de los otros. Esto podría sugerir que la información suministrada por la encuesta de expectativas del Banco recoge de manera satisfactoria las expectativas de los agentes encuestados sobre el proceso inflacionario en Colombia, por lo menos para este periodo de estimación. Es importante resaltar, que el periodo de estimación aquí presentado obedece a que la encuesta se empezó a aplicar a partir del año 2003, pero podría ser más interesante contar con un periodo de mayor longitud con el fin de poner a prueba la efectividad de dicha encuesta en el proceso de formación de expectativas en Colombia. Sería muy útil para futuros trabajos sobre inflación, actualizar este mismo ejercicio con información más reciente derivada de la encuesta del Banco.

<b>Tabla 6. Estimación de una NKPC híbrida sin quiebre estructural usando información de la inflación mensual <i>ex post</i> [Estimación por IV, 2003.09 - 2009.06]</b>			
$\pi = \alpha + \beta_b \pi(-1) + \beta_f \pi(+1) + \gamma + \epsilon, \epsilon \sim N(0, \sigma^2)$			
<b>Parametros</b>			<b>Estimación (SE)</b>
$\alpha$			0.010(0.004)
$\beta_b$			0.346(0.123)
$\beta_f$			0.683(0.114)
$\gamma$			0.010(0.003)
$\sigma_\epsilon$			1.243
<b>p - Q stat.</b>	<b>Q(4): 0.041, Q(5): 0.026, Q(8): 0.114, Q(9): 0.188</b>		
<b>Nota: Errores estandar entre parentesis. Los instrumentos incluyen seis rezagos para cada una de las siguientes variables: tasa de inflación observada (IPC), brecha de la producción industrial, y el diferencial de tasas de interés. p - Q stat(i) son los valores de la probabilidad asociados al estadístico Q para contrastar la hipótesis nula de no correlación serial hasta el rezago (i).</b>			

El Gráfico 3 muestra los pronósticos de la inflación un periodo hacia adelante realizados mediante la estimación del modelo que muestran las Tablas 3 y 4, y los pronósticos de inflación derivados de la EEI. Se observa como la diferencia de pronósticos presentan una tendencia creciente a partir del año 2007, cuando la inflación observada fue mayor a los pronósticos de la misma derivados de la EEI. Esto muestra, que los pronósticos derivados de la EEI tendieron a ser más bajos durante el periodo de volatilidad de la inflación. En efecto, una medida sencilla de volatilidad muestra que el coeficiente de variación de la inflación antes del 2007 fue de 0.156 mientras que después del 2007 hasta junio de 2009 fue de 0.171. De igual manera, el gráfico 3 da cuenta de que la curva NKPC en Colombia reproduce muy bien el comportamiento histórico de la inflación por un lado, y por otro al incorporar tanto los componentes rezagados y observados de la inflación, permiten un buen ajuste y errores de pronóstico mínimos.

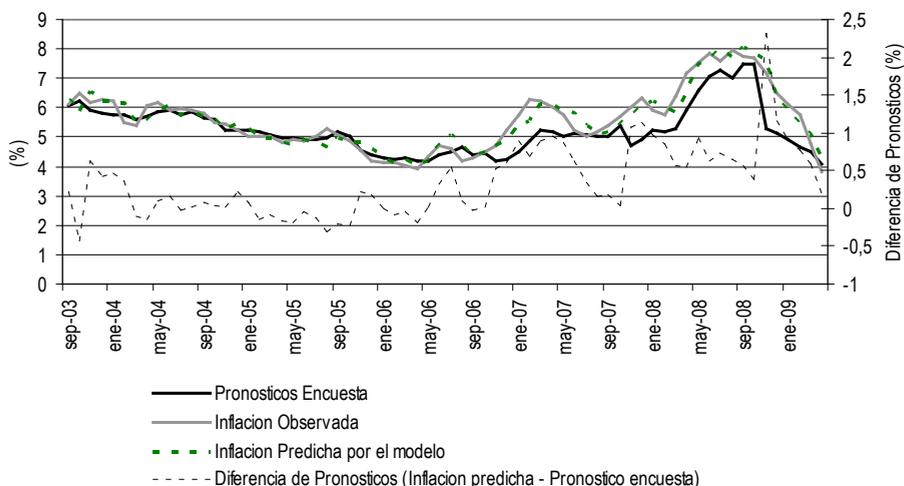
**Tabla 7.** Estimación de una NKPC híbrida con un quiebre estructural exógeno usando información de la inflación mensual *ex post* [Estimación por IV, 2003.09 - 2009.06]

$$\pi = \alpha + \beta\pi(-1) + \beta_f\pi(+1) + \gamma + \delta\text{Dum} + e, e \sim N(0, \sigma^2)$$

Parámetros	Estimación (SE)
$\alpha$	0.016(0.014)
$\beta_b$	0.256(0.147)
$\beta_f$	0.836(0.123)
$\gamma$	0.013(0.010)
$\delta$	-0.005(0.001)
$\sigma_e$	1.286
-0.007(0.002) Punto de quiebre: 2009:Febrero	
p - Q stat.	Q(4): 0.075, Q(5): 0.035, Q(8): 0.128, Q(9): 0.135

**Nota:** Errores estándar entre paréntesis. Los instrumentos incluyen seis rezagos para cada una de las siguientes variables: tasa de inflación observada (IPC), brecha de la producción industrial, y el diferencial de tasas de interés. p - Q stat(i) son los valores de la probabilidad asociados al estadístico Q para contrastar la hipótesis nula de no correlación serial hasta el rezago (i).

**Gráfico 3. Comparación de la Inflación Predicha por el Modelo Estimado y los Pronósticos de Inflación de la Encuesta de Expectativas**



**Fuente:** Elaboración propia a partir de la estimación del modelo y la información del Banco de la República.

Resumiendo los resultados mostrados por las Tablas 3 y 4, se encuentra que el papel significativo del componente pasado de la inflación podría deberse al hecho que el componente futuro de la inflación no se había incorporado. Es decir, que el uso de pronósticos derivados de la EEI a partir del año 2003, muestra que la dinámica inflacionaria en Colombia esta mejor explicada por una NKPC híbrida que pondera significativamente el componente esperado o futuro de la inflación colombiana y que incorpora posibles cambios estructurales en la tasa de inflación.

#### IV. Conclusiones

En este documento, se describió la dinámica de la inflación colombiana a través de una Curva de Phillips Nekeynesiana estructural (NKPC por sus siglas en ingles) que incorpora posibles cambios estructurales en la tasa de inflación y considerar el papel que ha jugado el componente pasado de la misma durante el periodo 1984 – II a 2008 – IV. Al analizar posibles quiebres estructurales en la inflación, se identificó correctamente el papel o la importancia que tiene el componente rezagado (*Backward-looking*) de la inflación en un modelo NKPC. Al cuantificar la dinámica de la inflación y la ponderación relativa de los componentes pasado y futuro de la inflación, se utilizó el método de estimación por Variables Instrumentales (IV) en presencia de un quiebre estructural exógeno. Lo anterior, permitió analizar el problema de endogeneidad que se deriva de los errores de medición asociados con los pronósticos de inflación y la brecha del producto. De igual manera, se introdujo en las estimaciones los pronósticos de inflación que se derivan de la Encuesta de Expectativas Inflacionarias (EEI) del Banco de la Republica, como una proxy del supuesto de expectativas racionales en la NKPC.

Los resultados del primer conjunto de estimaciones que cubren el periodo 1984-II a 2008-IV, muestran el efecto significativo que ha tenido el componente pasado de la inflación en Colombia. En efecto, los componentes pasado (*backward-looking*) y futuro (*forward-looking*) de la inflación son estadísticamente significativos y diferentes de cero. La magnitud de estos coeficientes estimados son cercanos a la unidad, resultado que es similar al encontrado por Blanchard y Gali. Estos resultados son interesantes en la medida en que la ponderación relativa de la inflación rezagada esta muy ligada al grado de rigidez del salario real.

Por otro lado, al incorporar un posible quiebre estructural (segundo trimestre de 1992) en la estimación de la NKPC se encontró que este no fue estadísticamente significativo. No obstante, la introducción del mismo en la ecuación genera que la magnitud de la ponderación que recibe la inflación del pasado sea menor comparada con la estimación en ausencia de quiebre. Lo anterior, podría sugerir que el componente de inflación inercial después de ese periodo comenzó a eliminarse gradualmente. Así mismo, se encontró que el efecto de los shocks por el lado de la oferta, medidos a través de la variación del precio de las materias primas, no es importante en explicar la dinámica de la inflación colombiana.

En el segundo conjunto de estimaciones que cubren el periodo septiembre de 2003 a junio de 2009, se incorporó como proxy de expectativas inflacionarias los pronósticos de inflación

de la EEI, y la brecha de la producción industrial. Los resultados muestran que la magnitud del parámetro estimado ( $\beta_1$ ) que acompaña a la inflación futura resulta ser mayor que la del parámetro estimado que acompaña a la inflación pasada ( $\beta_0$ ) y los dos parámetros son estadísticamente significativos y la suma de los dos son cercanos a uno (1). Lo anterior, podría sugerir que el efecto de la política monetaria en eliminar el problema de la inflación inercial fue exitoso una vez implementado.

El uso de pronósticos inflacionarios, derivados de la encuesta, antes que la inflación observada ex – post en la NKPC ayuda a corregir el problema de especificación y por otro lado permite corregir el signo negativo que tradicionalmente ha presentado el coeficiente de la inflación rezagada. Además, se encontró que el papel significativo del componente pasado de la inflación podría deberse al hecho que el componente futuro de la inflación no se había incorporado antes en otras estimaciones de curvas de Phillips en Colombia. Es decir, que el uso de pronósticos derivados de la EEI a partir del año 2003, muestra que la dinámica inflacionaria en el país se explica mejor por una NKPC híbrida que pondera significativamente el componente esperado o futuro de la inflación colombiana y que incorpora posibles cambios estructurales en la tasa de inflación.

Al incorporar diferentes mediciones de brecha de la producción industrial usando filtros *bandpass* tales como el de Baxter y King y el de Christiano y Fitzgerald, diferentes al de Hodrick y Prescott, se encuentran estimaciones más robustas de la NKPC híbrida, al tiempo que capturan mejor el ciclo de la serie índice de producción industrial.

El ejercicio de estimar la NKPC con el mismo tamaño y frecuencia de muestra pero usando inflación mensual ex post y luego comparar las estimaciones con expectativas derivadas de la encuesta, muestran un resultado interesante que tiene que ver con la efectividad de la encuesta de capturar las expectativas de inflación en Colombia; por lo menos para el periodo 2003 a 2009. En efecto, la información derivada de la encuesta sobre la inflación esperada captura bien el acontecer futuro de la inflación mostrada por la tasa de inflación mensual ex post.

Finalmente, la evidencia empírica encontrada en este trabajo permite derivar algunas implicaciones de política relacionadas con el diseño de la política monetaria, en donde la autoridad monetaria no sólo se enfrenta al objetivo de estabilizar la brecha entre el producto observado y potencial al tiempo que estabiliza la inflación, sino a ponderar de igual manera el objetivo atinente al bienestar económico.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Agenor, P. & Montiel, P. (1996). *Development Macroeconomics*. New Jersey: Princeton University Press.
- Bejarano, J. A. (2005). Estimación Estructural y Análisis de la Curva de Phillips nekeynesiana para Colombia. *Ensayos Sobre Política Económica*, (48) junio, 64 – 117.

- Blanchard, O.J. & Katz, L. F.(1999). Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence. *American Economic Review*, 89 (2), 69-74.
- Ball, L. S. (2000). *Near-Rationality and Inflation in Two Monetary Regimes*. NBER Working Paper No. 7988.
- Blanchard, O. & Gali, J. (2005). Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. *NBER Working Paper Series*, 11806, pp. 1-37.
- Banco de la República. (SF). Encuesta de Expectativas de Inflación. [http://www.banrep.gov.co/informes-economicos/ine\\_enc\\_inf.htm](http://www.banrep.gov.co/informes-economicos/ine_enc_inf.htm).
- Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Clarida, R., Gali J. & Gertler M. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, XXXVII (4), 1161- 1707.
- Dufour, J.M. & Jasiak, J. (2001) Finite Sample Limited Information Inference Methods for Structural Equations and Models with Generated Regressors. *International Economic Review*, 42, 815-43.
- Dufour, J.M. & Khalaf, L. (2003). Finite Sample Tests in Seemingly Unrelated Regressions. D.E.A. Giles (Eds) *Computer-Aided Econometrics*, (pp. 11-35). New York: Marcel Dekker.
- Dufour, J.M. & M. Taamouti. (2003). On Methods for Selecting Instruments. *Technical report*, C.R.D.E.: Universite de Montreal.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE. (SF). Índice de Precios al Consumidor (IPC). [http://www.dane.gov.co/index.php?option=com\\_content&view=article&id=54&Itemid=76](http://www.dane.gov.co/index.php?option=com_content&view=article&id=54&Itemid=76).
- Eichenbaum, M. & J. Fisher. (2004). Evaluating the Calvo Model of Sticky Prices. Working Paper, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Fuhrer, J. & Moore, G. (1995). Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, X, pp.127-160.
- Fuhrer, J. (1997). The (Un) importance of Forward-Looking Behaviour in Price Specifications. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 338-50.
- Fuhrer, J.C. & Olivei, G.P. (2004). *Estimating Forward Looking Euler Equations with GMM Estimators: An Optimal Instruments Approach*. Technical report, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Gali,J., Gertler M. & Lopez-Salido, J.D. (2001). European Inflation Dynamics. *European Economic Review*, 45, 1237-70.
- Gali, J. & Monacelli, T. (2002) *Monetary Policy and Exchange Rate in a Small Open Economy*. Consultado en: <http://www.econ.upf.edu/crei/people/gali/papers.html>.
- Gordon, R. J. (1997). The Time Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11 (1), 11-32.
- Gagnon, E. & H. Khan. (2005) New Phillips Curve under Alternative Production Technologies for Canada, the U.S., and the Euro Area. *European Economic Review*, 49, 1571-1602.
- Gali,J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J.D.(2001). European Inflation Dynamics. *European Economic Review* 45: 1237-70.

- Gali, J. & Gertler, M. (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis." *Journal of Monetary Economics* 44, 195-222.
- Gómez, Javier; Uribe, José D.; Vargas H., Hernando (2002). The Implementation of Inflation Targeting in Colombia. *Borradores de Economía*, (202),
- Hodrick, R. J, y E. C. Prescott. (1997). Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (1), 1-16.
- Hamilton, James D. (1996). Specification Testing in Markov-Switching Time-Series Models. *Journal of Econometrics*, 70, 127-157.
- Julio, J. M. (1995): "Choques grandes – choques pequeños: evidencia del log IPC e inflación colombianos, *Borradores de Economía* 2120.
- Kleibergen, F. (2002). Pivotal Statistics for Testing Structural Parameters in Instrumental Variables Regression. *Econometrica*, 70(5), 1781-1803.
- Khalaf, L. & Kichian, M. (2004). Estimating New Keynesian Phillips Curves Using Exact Methods. *Bank of Canada Working Paper* 2004-11.
- Khalaf, L. & Kichian, M. (2005) Exact Tests of the Stability of the Phillips Curve: The Canadian Case. *Computational Statistics and Data Analysis*, 49.
- Kim, C. & Kim, Y. (2008). Is the Backward-Looking Component Important in a New Keynesian Phillips Curve?. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12 (3), 1-20.
- Lasso, J. F. (2002). Nueva metodología de encuesta de hogares: ¿más o menos desempleados?. *Archivos de Economía No. 213*. Departamento Nacional de Planeación, Noviembre.
- Ma, A. (2002). GMM Estimation of the New Phillips Curve. *Economic Letters*, 76, 411-17.
- Mankiw, N. G, & Reis, R. (2001). *Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve*. Mimeo:Harvard University.
- Nason, J.M. & Smith, G.W. (2003). Identifying the New Keynesian Phillips Curve. Technical report, *University of British Columbia and Queen's University*.
- Romer, D. (2001). *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill.
- Roberts, J. (1998). "Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy." Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Roberts, J. (1997). Is Inflation Sticky?. *Journal of Monetary Economics*, 39, 173-96.
- Stock, J.H. & Wright, J.H. (2000). GMM with Weak Identification. *Econometrica*, 68, 1097-1126.
- Stock, J.H., Wright, J.H. & Yogo, M (2002). A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(4), 518-29.
- Taylor, J. (1980). Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, LXXXVIII, 1-24.
- Walsh, C. (1998). *Monetary Theory and Policy*, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

## APÉNDICE

Curva de Phillips Nekeynesiana (NKPC) en términos de la Tasa de Desempleo y el Precio Real de Materias Primas (Insumos no Producidos)

Primero derivamos una relación simple entre el costo marginal, la tasa de desempleo y la brecha del empleo, de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} mc + \mu^p &= \omega - (y - n) - \log(1 - \alpha) + \mu^p \\ (A1) \quad &= (y + \phi n_s + \xi) - (y - n) - \log(1 - \alpha) + \mu^p \\ &= \phi(u - u_n) + (1 + \phi)(n - n_1 + \delta) \end{aligned}$$

Se utiliza la expresión anterior para sustituir  $(n - n_1 + \delta)$  en la expresión para el costo marginal

$$(A2) \quad mc + \mu^p = \Gamma(mc(-1) + \mu^p) + (1 - \Gamma)(1 + \phi)(n - n_1 + \delta) + \Gamma\alpha\Delta v$$

donde se obtiene:

$$(A3) \quad mc + \mu^p = \Gamma(mc(-1) + \mu^p) + (1 - \Gamma)(1 + \phi)(mc + \mu^p - \phi u) + \Gamma\alpha\Delta v$$

Después de reordenar términos obtenemos la ecuación en diferencias:

$$(A4) \quad mc = mc(-1) - \frac{(1 - \gamma)(1 - \alpha)\phi}{\gamma} u + \alpha\Delta v$$

La cual está definida solo si  $\gamma > 0$  (note que cuanto más se acerca  $\gamma$  a cero el desempleo también se acerca a ese valor).

Al combinar la ecuación (A4) con la expresión  $\pi = \beta E\pi(+1) + \lambda(mc + \mu^p)$ , obtenemos:

(A6)

$$\pi = \frac{1}{1 + \beta} \pi(-1) + \frac{\beta}{1 + \beta} E\pi(+1) - \frac{\lambda(1 - \alpha)(1 - \gamma)\phi}{\gamma(1 + \beta)} u + \frac{\alpha\lambda}{1 + \beta} \Delta v + \zeta$$

**ANEXO**

**Pruebas de Raíz Unitaria para las Variables del Modelo NKPC**

Series Trimestrales 1984 - II - 2008 - IV				
Variables	KPSS		ADF	
	t - estadístico KPSS	Valores criticos	t - estadístico ADF	Valores criticos
Diferencia de logaritmos del IPC	0.171	(1%): 0.216 (5%): 0.146 (10%): 0.119	-2.20	(1%): -4.06 (5%): -3.46 (10%): -3.15
Tasa de desempleo	0.149	(1%): 0.216 (5%): 0.146 (10%): 0.119	-2.24	(1%): -4.05 (5%): -3.45 (10%): -3.15
Diferencia de logaritmos del Precio materias primas	0.113	(1%): 0.216 (5%): 0.146 (10%): 0.119	2.14	(1%): -4.06 (5%): -3.46 (10%): -3.15
Series Mensuales Septiembre de 2003 - Junio de 2009				
Variables	KPSS		ADF	
	t - estadístico KPSS	Valores criticos	t - estadístico ADF	Valores criticos
Diferencia de logaritmos del IPC	0.185	(1%): 0.216 (5%): 0.146 (10%): 0.119	-1.67	(1%): -4.10 (5%): -3.47 (10%): -3.16
Brecha de la producción industrial	0.119	(1%): 0.216 (5%): 0.146 (10%): 0.119	-4.69	(1%): -4.09 (5%): -3.47 (10%): -3.16

**Nota:** La prueba KPSS postula bajo la hipótesis nula que la serie es estacionaria mientras que la prueba ADF postula que la serie no es estacionaria.

En general los resultados de la prueba KPSS muestran que las series de inflación (IPC), inflación de materias primas, desempleo y la brecha de la producción industrial son variables estacionarias.