

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN
COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS
NEOKEYNESIANA

Álvaro Hernando Chaves Castro

Documentos de Trabajo n.º 29
2010

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS
EMPÍRICO A PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS
NEOKEYNESIANA

*Álvaro Hernando Chaves Castro**

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 neokeynesiana” (NKPC por sus siglas en inglés), originalmente analizada en los trabajos de Taylor (1980) y Calvo (1983). De igual forma, Clarida et al. (1999) han utilizado una versión de ella como base para derivar algunos principios generales con respecto a la política monetaria. Sin embargo, como Mankiw (2001) lo ha manifestado: “Aunque la NKPC tiene muchas virtudes, también tiene un vicio: es completamente inconsistente con los hechos”. Ball (1994) 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 las décadas de 1980 y 1990. 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 como los de Walsh (1998) y 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 de que el salario de reserva de los trabajadores depende de los salarios del pasado. Una tercera ruta, adoptada por Roberts (1998) y Ball (2000), consiste en aplicar diferentes esquemas de formación de expectativas racionales, esencialmente de tipo adaptativo, en un contexto de salarios escalonados.

En este trabajo, a partir de un marco analítico, se describe que las propuestas de Fuhrer y Moore (1995) y Blanchard y Katz (1999) son controversiales. El modelo de Fuhrer y Moore argumenta que los agentes usan en sus decisiones el salario real relativo y no el salario nominal. El

* Profesor de la Facultad de Economía de la Universidad Externado de Colombia, [alvaro.chaves@uexternado.edu.co].

supuesto fuerte detrás de este modelo es que los agentes basan sus decisiones en torno a los salarios reales que otros trabajadores obtuvieron en el pasado. Si el modelo de Fuhrer y Moore fuera modificado¹, al permitir que los trabajadores basen sus decisiones a través de los salarios actuales y no pasados, el cual es un supuesto más razonable, el modelo coincide con la formulación estándar de la NKPC desarrollada por Taylor (1980), y por tanto no existe persistencia de la inflación.

En contraste, Blanchard y Katz no modelan formalmente este punto, pero hacen referencia a otros factores como el hecho de que los subsidios al desempleo institucionalmente dependen de los salarios del pasado, sugiriendo que el salario de reserva está correlacionado positivamente con el salario del período inmediatamente anterior. Ellos concluyen que si se tiene en cuenta dicha dependencia entre el salario de reserva y el salario pasado existe un impacto importante de la inflación pasada sobre la tasa de inflación actual. Holden y Driscoll (2002), proponen dos representaciones alternativas de esta idea, y muestran en contraste al análisis de Blanchard y Katz (1999) que la inflación depende negativamente de sus niveles pasados.

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, por lo tanto se debe tener en cuenta esta variable para garantizar un buen ajuste empírico de la ecuación híbrida 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 neokeynesiana (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 derivados, entre otros) y de algunos *commodities*², los cuales se constituyen en una fuente importante de las fluctuaciones económicas.

¹ Esta variación de los supuestos de la formulación original de Fuhrer y Moore se analizan minuciosamente en el trabajo de Holden y Driscoll (2002).

² 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

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

El documento se desarrolla en tres secciones. En la primera, siguiendo de cerca el trabajo de Holden y Driscoll (2002), se desarrolla un marco analítico donde se describe la propuesta alternativa que dan estos autores al modelo de salarios escalonados desarrollado por Fuhrer y Moore (1995). En esta misma sección se analizan las implicaciones de los supuestos del modelo original en torno a la persistencia de la inflación generada por el efecto de la presencia de una espiral salarios-precios. En una segunda sección se extienden las implicaciones de los modelos analizados en el primer apartado mediante el desarrollo y análisis de un modelo híbrido 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. Y la tercera sección ofrece evidencia empírica para el caso colombiano en torno a la dinámica de la inflación, mediante la estimación econométrica de la curva de Phillips neokeynesiana. Finalmente, se presentan unos comentarios a manera de conclusión.

MARCO ANALÍTICO DE FIJACIÓN DE SALARIOS E INERCIA DE LA INFLACIÓN

En esta sección se sigue de cerca la exposición de Holden y Driscoll (2002), quienes desarrollan un enfoque alternativo a los modelos de Taylor (1980), Fuhrer y Moore (1995), con el fin de entender las implicaciones que tiene la fijación de salario en distintos períodos sobre la persistencia de la inflación³.

Consideremos como supuestos de partida un marco de referencia de dos períodos tal como se hace en los modelos originales. Los salarios se fijan contractualmente y tienen una duración para dos períodos. Los salarios son escalonados, es decir que la mitad de los contratos se fijan en cada período. Sea w_t el logaritmo del salario fijado en el período t . Los precios presentan un *mark-up* o margen de beneficios sobre los costos laborales unitarios (salarios), por tanto el logaritmo del índice de precios en el período t , p_t , es el promedio de los contratos salariales negociados en el período t y en el período $t-1$.

³ Se entiende por inercia o persistencia inflacionaria el fenómeno según el cual la inflación corriente no sólo está determinada por los fundamentos de la economía sino también, de manera significativa, por la inflación del pasado. Bajo estas circunstancias, el control de la inflación se torna un problema mucho más complejo que el simple manejo de los agregados monetarios o de la definición de un esquema de política cambiaria.

$$p_t = 1/2(w_t + w_{t-1}) \quad (1)$$

Taylor (1980) supone que los contratos salariales se fijan mediante un promedio entre los salarios pasados y los esperados, ajustados por un componente de exceso de demanda y_t .

$$x_t = 1/2(w_{t-1} + E_t w_{t+1}) + ky_t, k > 0 \quad (2)$$

La ecuación (2) se puede reordenar para obtener:

$$\Delta w_t = E_t \Delta w_{t+1} + 2ky_t \quad (3)$$

Donde $\Delta w_t = w_t - w_{t-1}$ es la primera diferencia de la variable. Al tomar la primera diferencia a (1) se obtiene la tasa de inflación como⁴:

$$\pi_t = \Delta p_t = \frac{1}{2}(\Delta w_t + \Delta w_{t-1}) \quad (4)$$

Sustituyendo (3) y (3) rezagada un período en (4), obtenemos:

$$\Delta w_t = E_t \pi_{t+1} + k(y_t + y_{t+1}) \quad (5)$$

Luego, como mencionan Fuhrer y Moore (1995), en el modelo de Taylor cualquier persistencia en la inflación (π_t) podría desatar alguna persistencia en y_t . En contraste, Fuhrer y Moore proponen una nueva ecuación de contrato, en donde los agentes tienen en cuenta los salarios relativos reales:

$$w_t - p_t = 1/2[w_{t-1} - p_{t-1} + E_t(w_{t+1} - p_{t+1})] + ky_t \quad (6)$$

Sustituyendo la definición de x_t en (6) y el índice de precios de (1), se obtiene:

$$\pi_t = 1/2(\pi_t + E_t \pi_{t+1}) + (k/2)(y_t + y_{t+1}) \quad (7)$$

Luego, existe persistencia en la inflación, dado que la tasa de inflación actual (π_t) depende de la tasa de inflación rezagada un período (π_{t-1}) y se supone que el coeficiente que acompaña a esta variable es positivo. Fuhrer y Moore justifican este modelo argumentando que los agentes en la economía comparan el valor real de su salario con el valor real de los salarios

⁴ Dado que $\Delta = (1 - L)$ entonces $(1 - L)p_t = 1/2(w_t + w_{t-1}) - 1/2(Lw_t + Lw_{t-1}) = \pi_t = 1/2(\Delta w_t + \Delta w_{t-1})$.

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

negociados previamente, y con los salarios esperados que se negociarían durante el período de contratación. Sin embargo, de acuerdo con Driscoll y Holden (2002), este argumento es engañoso. Según estos autores, la interpretación del salario real previamente negociado y actualmente vigente es $w_{t-1} - p_t$, es decir, los salarios nominales del período anterior valorados a los precios actuales. En contraste, de acuerdo con la relación (6), los agentes tienen en cuenta $w_{t-1} - p_{t-1}$, esto es, los salarios reales del otro grupo de trabajadores en el período anterior. Este supuesto, a juicio de estos autores, es difícil de defender teóricamente y de entender porque los trabajadores comparan sus salarios reales con el salario real pasado del resto de trabajadores.

Para explorar las consecuencias de un supuesto más razonable, Driscoll y Holden sustituyen el término $w_{t-1} - p_t$ por $w_{t-1} - p_{t-1}$ en (6). Así mismo, introducen el supuesto de que el salario real está determinado por el salario real esperado durante todos los períodos de contratos, y no por el salario real en el primer período. Luego, sustituyen el término $w_t - 1/2(p_t + E_t p_{t+1})$ por $w_t - p_t$ del lado derecho de (6) para obtener:

$$w_t - 1/2(p_t + E_t p_{t+1}) = 1/2[w_{t-1} - p_{t-1} + E_t(w_{t+1} - p_{t-1})] + k y_t \quad (8)$$

Entonces, de acuerdo con (8), el supuesto del modelo de Fuhrer y Moore no es que los agentes tengan en cuenta los salarios reales relativos, sino que los agentes basan sus decisiones según los salarios reales que otros grupos tuvieron en el período anterior, lo cual es un supuesto difícil de justificar.

EL EFECTO DE LOS SALARIOS

De acuerdo con Driscoll y Holden, a partir del análisis de Fuhrer y Moore, se podría realizar un análisis de la persistencia de la inflación generada por el hecho de que los trabajadores basan sus decisiones a través del nivel de salarios del pasado, hipótesis que ha sido utilizada por Blanchard y Katz (1999). Existen varias formas en las cuales los salarios del pasado afectan los contratos de negociación actual o futuros. Blanchard y Katz abordan dicho análisis argumentando que los subsidios al desempleo dependen de los salarios pasados. Desde el punto de vista de la negociación de salarios en el mercado laboral, dicho resultado podría depender de los salarios del pasado a través del efecto del subsidio al desempleo y del salario real esperado de otros trabajadores. Sin embargo, mientras que los subsidios están ligados a los salarios nominales del pasado, el salario real depende de los precios actuales. Luego, los trabajadores quienes negociaron en el período t tenían

sus salarios del pasado negociados en el período $t - 2$, implica que los subsidios reales dependen del salario real $w_{t-2} - p_t$. En este sentido, Driscoll y Holden amplían el modelo de Taylor incluyendo este supuesto, lo cual implica la siguiente relación:

$$w_t - \frac{1}{2}(p_t + E_t p_{t+1}) = \gamma(w_{t-2} - p_t) + \frac{1-\gamma}{2}[w_{t-1} - p_t + E_t(w_{t+1} - p_{t+1})] + ky_t \quad (9)$$

donde $0 < \gamma < 1$.

Al sustituir (1) en (9) y reordenando obtenemos:

$$\frac{2+\gamma}{4}\Delta w_t = -\gamma\Delta w_{t-1} + \frac{2-\gamma}{4}E_t\Delta w_{t+1} + ky_t \quad (10)$$

Con la definición de π_t de (4) en (10) se obtiene:

$$\Delta w_t = -\gamma\Delta w_{t-1} + \frac{2-\gamma}{2}E_t\pi_{t+1} + y_t \quad (11)$$

Ahora con (4) y (11) obtenemos:

$$\pi_t = -\gamma\pi_{t-1} + \frac{2-\gamma}{4}(E_t\pi_{t+1} + E_{t-1}\pi_t) + \frac{k}{2}(y_t + y_{t-1}) \quad (12)$$

Luego, el efecto directo de la tasa de inflación del pasado (rezagada un período) sobre la tasa de inflación actual es negativo, contrario a lo que los datos han evidenciado⁵. Como en el modelo de Taylor, cualquier persistencia podría estar explicada por el componente de demanda y_t . La intuición que hay detrás del efecto negativo que ejerce la tasa de inflación pasada es que una alta tasa de inflación en $t - 1$ reduce el valor real del subsidio del trabajador y por tanto debilita su capacidad de negociación.

Los salarios del pasado también pueden afectar la fijación salarial si la aspiración del trabajador a un trabajo y una negociación salarial son formadas a través de sus ingresos anteriores, tal como ha sido analizado por Blanchard y Katz (1999). Una justificación para ello, y que ha sido propuesta por Ellingsen y Holden (1998), es que las expectativas del pasado

⁵ El efecto negativo directo de la tasa de inflación rezagada es el resultado del efecto negativo que ejerce el crecimiento de los salarios en el pasado, tal como se evidencia al comparar la ecuación (10) con la correspondiente ecuación de Taylor (3).

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

pueden afectar la fijación del salario vía la elección que hacen los trabajadores sobre bienes de consumo durable. Para ver cómo esta idea podría explicar la persistencia de la inflación, se considera una formulación en donde el salario resultante depende del salario real que el trabajador obtuvo en el período inmediatamente anterior, $w_{t-2} - p_{t-1}$, así como del salario esperado del resto de trabajadores:

$$w_t - \frac{1}{2}(p_t + E_t p_{t+1}) = \gamma(w_{t-2} - p_{t-1}) + \frac{1-\gamma}{2}[w_{t-1} - p_t + E_t(w_{t+1} - p_{t+1})] + ky_t \quad (13)$$

Al sustituir (1) en (13) y reordenando se obtiene:

$$\frac{2-\gamma}{4}\Delta w_t = -\frac{\gamma}{2}\Delta w_{t-1} + \frac{2-\gamma}{4}E_t\Delta w_{t+1} + ky_t \quad (14)$$

Con (4), la expresión (14) se puede reordenar como sigue:

$$\Delta w_t = -\frac{\gamma}{2-\gamma}\Delta w_{t-1} + E_t\pi_{t+1} + \frac{2k}{2-\gamma}y_t \quad (15)$$

Finalmente, al utilizar (4) y (15), obtenemos:

$$\pi_t = -\frac{\gamma}{2-\gamma}\pi_{t-1} + \frac{1}{2}(E_t\pi_{t+1} + E_{t-1}\pi_t) + \frac{k}{2-\gamma}(y_t + y_{t-1}) \quad (16)$$

Nuevamente, se encuentra un efecto negativo directo de la tasa de inflación del pasado sobre la tasa de inflación actual, contrario a lo mostrado por los datos y la evidencia empírica disponible.

El marco analítico anteriormente descrito muestra básicamente la tensión existente entre lo que sugiere la teoría, al analizar la indización salarial y su efecto inercial sobre la inflación y la evidencia empírica. En torno a la inercia de la inflación y desde el punto de vista netamente empírico, el enfoque tradicional para estimarla ha sido cuantificar el parámetro que acompaña a la tasa de inflación rezagada un período en la ecuación de la curva de Phillips neokeynesiana. No obstante, más allá del meollo netamente empírico y de la técnica econométrica utilizada, las implicaciones que tiene para la política monetaria son importantes. Por lo tanto, de acuerdo con Blanchard y Gali (2005), al encontrarse una estimación econométrica de dicho parámetro que resulte ser en magnitud y significancia

baja⁶, ello implicaría que el objetivo de reducción de la tasa de inflación por parte de la autoridad monetaria podría llevarse a cabo a un bajo costo en términos de pérdidas de bienestar social.

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 de inercia 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 política⁷ 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.

En la siguiente sección se analizan, mediante un modelo teórico y empírico, las implicaciones que tiene para la política monetaria la introducción de la presencia de rigideces reales y los *shocks* de tipo exógeno en el contexto de la nueva curva de Phillips neokeynesiana. Esta curva hace énfasis en las imperfecciones reales derivadas de la rigidez del salario real y su efecto en la explicación de la dinámica entre el desempleo y el proceso inflacionario, que podría ser susceptible de cuantificar econométricamente. La preponderancia de adoptar este modelo radica en que el diseño de la política macroeconómica depende en gran parte de 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.

MODELO PARA EXPLICAR EL COMPORTAMIENTO DE LA INFLACIÓN

Esta sección desarrolla un marco de referencia teórico para explicar cómo los elementos de tipo microeconómico y las rigideces reales podrían explicar la dinámica de la inflación 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

⁶ Normalmente, el resultado de la estimación de un coeficiente bajo en magnitud se interpreta como una baja persistencia o inercia inflacionaria.

⁷ Blanchard y Gali resaltan que el papel de la política monetaria al usar el instrumento de la sintonización monetaria debería enfrentar no sólo el objetivo de estabilizar la brecha entre el producto observado y potencial sino con objetivos relacionados con el bienestar económico.

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

con los datos, que los modelos estándar neokeynesianos 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, que se llevara a cabo en la próxima sección.

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.

PERSISTENCIA INFLACIONARIA

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

$$\pi = \beta E\pi(+1) + \kappa(y - y_2) \quad (17)$$

Donde $\kappa \equiv \lambda(1 + \phi)/(1 - \alpha)$

La ecuación (17) muestra que la tasa de inflación depende de la tasa de inflación esperada y de la brecha de producto, definida como la distancia logarítmica del producto observado con respecto a su nivel natural⁸. 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 (17) implica que estabilizar la tasa de inflación es equivalente a estabilizar la brecha del producto ($y - y_2$)⁹. Esto quiere decir que sólo 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 (18).

$$\pi = \beta E\pi(+1) + \frac{\lambda}{1 - \gamma L} x_2 \quad (18)$$

⁸ 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.

⁹ 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.

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.

En (18) $x_2 = (1 - \alpha)^{-1}[(1 - \gamma)(1 + \phi)(y - y_2) + \gamma\alpha(\Delta y - \Delta y_2)]$ 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 las curvas de Phillips (17) y (18) es el parámetro γ que puede ser interpretado como un índice de rigideces reales. Por tanto, la ecuación (18) 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), afectará 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 límite en donde la brecha del producto sigue un proceso de ruido blanco. La ecuación (18) implica que la inflación seguirá un proceso de la forma:

$$\pi = \frac{\lambda(1+\phi)}{1-\alpha} \varepsilon_y + \lambda \left(1 + \frac{\phi}{1-\alpha}\right) \sum_{k=1}^{\infty} \gamma^k \varepsilon_y(-k) \quad (19)$$

La expresión (19) muestra cómo la inercia inflacionaria es creciente en γ . Para $\gamma = 0$ esto es en ausencia de rigideces reales, la inflación es ruido blanco, así como la brecha del producto. Para γ 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 (18) por $(1 - \gamma L)$ y reordenando términos, conseguimos:

$$\pi = \frac{\gamma}{1+\beta\gamma} \pi(-1) + \frac{\beta}{1+\beta\gamma} E\pi(+1) + \frac{\lambda}{1+\beta\gamma} x_2 + \zeta \quad (20)$$

donde $\zeta = [(\beta\gamma)/(1 + \beta\gamma)] (\pi - E(\pi| - 1))$ es ruido blanco y x_2 se define igual que arriba. La ecuación (20) toma una forma muy similar a una especificación NKPC híbrida, utilizada en varias aplicaciones empíricas y análisis de política, la cual permite un término rezagado y otro adelantado o futuro para la inflación (con coeficientes cuya suma es cercana a uno, como se analiza en este trabajo). Este es precisamente el análisis que se hizo en la sección

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

previa de este trabajo, 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 (20) la ponderación relativa de la inflación rezagada está muy ligada al grado de rigidez del salario real. Luego, cuando γ 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 β 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 (20) 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 Galí 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 literatura¹⁰. En el presente documento estimaré la ecuación (20) de forma indirecta, es decir, usando una estimación estadística de la brecha del producto y , por otro lado, se estimará 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 Galí (2005).

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 primero consiste en introducir explícitamente el desempleo. Para tal efecto se establece la siguiente relación:

$$w = y + \phi n_s + \xi \quad (21)$$

donde η_s mide la cantidad de trabajo que los hogares desearían ofrecer dado el salario actual y la utilidad marginal del ingreso. De acuerdo con 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:

$$u \equiv n_s - n \quad (22)$$

¹⁰ Por ejemplo, se han utilizado técnicas de filtrado de la serie del PIB como el filtro de Hodrick y Prescott (1981), 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 (22), 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, resultado de alguna imperfección o fricción en dicho mercado:

$$w = \gamma w(-1) + (1 - \gamma) mrs \quad (23)$$

La expresión (23) indica que el salario actual w es una media ponderada del salario del período anterior $w(-1)$ y de la tasa marginal de sustitución (MRS). Así las cosas, al manipular (23) y usar la definición (21) y (22), obtenemos:

$$\Delta w = -\frac{(1 - \gamma)\phi}{\gamma} u \quad (24)$$

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 Δw está inversamente relacionado con el índice de rigideces reales γ y positivamente relacionado con la pendiente de la oferta laboral ϕ .

El segundo paso consiste en reescribir la ecuación de inflación (18) 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):

$$\pi = \frac{1}{1 + \beta} \pi(-1) + \frac{\beta}{1 + \beta} E\pi(+1) - \frac{\lambda(1 - \alpha)(1 - \gamma)\phi}{\gamma(1 + \beta)} u + \frac{\alpha\lambda}{1 + \beta} \Delta v + \zeta \quad (25)$$

La ecuación (25) 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. Como en la ecuación anterior (20), el término ζ es proporcional a $(\pi - E(\pi| - 1))$ y por tanto es ruido blanco, ortogonal a todas las variables en $t - 1$ ¹¹. Excepto por la presencia de la inflación rezagada y esperada, esta especificación es muy cercana a las especificaciones de curvas

¹¹ 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, que se recoge en el parámetro γ , el cual tiene una influencia sobre la inflación a través de la tasa de desempleo.

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

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).

ESTIMACIÓN ECONOMETRICA 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 por sus siglas en inglés), 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 pasada sobre la trayectoria futura de la misma para Colombia.

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 microeconómicos (Woodford, 2003). En su forma básica, la NKPC estipula que la inflación en el período 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 está fundamentada por principios microeconómicos, lo cual le da una significativa ventaja teórica frente a la curva de Phillips tradicional de forma reducida (que se justifica sólo desde el punto de vista estadístico)¹². En torno a los hallazgos empíricos de la NKPC se destacan los siguientes: i) La adición de un término 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

¹² De igual manera y de acuerdo con Agenor y Montiel (1996), los modelos fundamentados con principios microeconómicos son menos vulnerables a la crítica de Lucas, cuando son utilizados para evaluar econométricamente las implicaciones de política que de ellos se desprenden.

particular, por ejemplo de la brecha del producto, ofrece un mejor ajuste estadístico cuando se utiliza el Método Generalizado de Momentos (MGM) (Gali y Gertler, 1999, y Gali et al., 2001). La cuestión sobre qué tipo de función de producción (cuál 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 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, y Eichenbaum y Fisher 2004).

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 al. (2001), quienes encuentran evidencia empírica de una versión de NKPC mediante el Método Generalizado de Momentos (MGM), 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, han surgido 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 al igual que el MGM no son inmunes a la presencia de instrumentos débiles (Stock y Wright 2000; Dufour y Jasiak 2001; Stock et al. 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 puede 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.

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

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) frente al MGM. En particular, las estimaciones realizadas a través del MGM 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, esto 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 MGM tienen parámetros que no son identificables. Finalmente, Fuhrer y Olivei (2004) consideran una versión mejorada del MGM, 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 Estados Unidos, y obtienen un componente de *forward looking* grande mediante el MGM, pero un parámetro más 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 Estados Unidos al permitir 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 endógenos¹³. 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), mientras que el componente futuro de la inflación es estadísticamente significativo para todo el período muestral (cuarto trimestre de 1969 hasta primer trimestre de 2006). Finalmente, para detectar la

¹³ Esta técnica econométrica se conoce como “Regime Switching Models with Endogenous Regressors”, la cual ha sido ampliamente trabajada por Hamilton (1989).

presencia de una incorrecta especificación del modelo, los autores implementan un test estadístico Q con el fin identificar una correlación serial significativa en la serie de residuos del modelo estimado.

El presente trabajo sigue la estrategia empírica utilizada por Kim y Kim (2008) con algunas variantes, que se explican enteramente por la disponibilidad de información. En efecto, aquí no se usan datos sobre expectativas de inflación para el primer conjunto de estimaciones (1984-II a 2008-IV), 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 de 2003 y de forma mensual. No obstante, para el segundo conjunto de estimaciones (septiembre de 2003 a junio de 2009) se realiza un ejercicio econométrico con periodicidad mensual que usa pronósticos de inflación para capturar la dinámica futura 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 períodos 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.

ESPECIFICACIÓN DEL MODELO Y ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

En esta sección se presenta una versión alternativa, susceptible de ser estimada econométricamente, del modelo híbrido generalizado de Kim y Kim (2008) para la NKPC, similar al de la ecuación (25) 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:

$$\pi_t = \alpha_{S_t} + \beta_{f,S_t} \pi_{t+1}^e + \beta_{b,S_t} \pi_{t-1} + \gamma_{S_t} y_t^* + \eta_t \approx \text{i.i.d.} N(0, \sigma_{\eta, S_t}^2) \quad (26)$$

$$\theta_{S_t} = \theta_1 S_{1t} + \theta_2 S_{2t} + \dots + \theta_M S_{Mt} \quad (27)$$

$$S_{mt} = \begin{cases} 1 & \text{si } S_t = m \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}, m = 1, 2, \dots, M \quad (28)$$

donde $\alpha_{S_t} = (1 - \beta_{f,S_t} - \beta_{b,S_t}) \pi_{st}^*$; $\theta_{st} = \{\alpha_{st}, \beta_{f,st}, \beta_{b,st}, \gamma_{st}, \sigma_{\eta, st}^2\}$; π_t representa la tasa de inflación anualizada en el período t ; π_{t+1}^e es la expectativa no observada un período 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 π^* representa la tasa de inflación de estado estable. Con el fin de incorporar algún cambio estructural de forma exógena se construyó una

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

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 determinarán los períodos en donde tienen lugar los quiebres para la tasa de inflación.

En la estimación de la ecuación 26 es importante tener presente el tratamiento que se le debe dar al término esperado de la tasa de inflación, el cual no es observado. En algunos estudios aplicados se han 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 (MGM) 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 vez de la expectativa inflacionaria actual, y se estima una especificación de la forma:

$$\pi_t = \alpha_{S_t} + \beta_{f,S_t} \pi_{t+1} + \beta_{b,S_t} \pi_{t-1} + \gamma_{S_t} y_t + e_t, e_t \approx \text{i.i.d.} N(0, \sigma_{e,S_t}^2) \quad (29)$$

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

$$\pi_{t+1} = Z_{t-1} \delta_{1,S_t} + v_{1,t} \quad (30)$$

$$y_t = Z_{t-1} \delta_{2,S_t} + v_{2,t} \quad (31)$$

$$v_t \equiv [v_{1,t}, v_{2,t}] \approx \text{i.i.d.}(0_2, \Sigma_{v,S_t}) \quad (32)$$

donde v_t está correlacionado con e_t ¹⁴.

En la estimación de la ecuación (26) mediante el método (IV) utilizamos 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) derivadas de la Encuesta de Pronósticos Inflacionarias (EPI) llevada a cabo por el Banco de la República,

¹⁴ La ecuación (26) o la ecuación (29) se pueden considerar como una ecuación estructural, mientras que las ecuaciones instrumentadas (30) y (31) se pueden asumir como ecuaciones de la forma reducida.

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:

$$\pi_t = \alpha_{S_t} + \beta_{f,S_t} \pi_{t+1}^S + \beta_{b,S_t} \pi_{t-1} + \gamma_{S_t} y_t + e_t, e_t \approx \text{i.i.d.} \left(0, \sigma_{e,S_t}^2 \right) \quad (33)$$

$$\pi_{t+1}^S = z_{t-1} \delta_{1,S_t} + v_{1,t} \quad (33)$$

$$y_t = z_{t-1} \delta_{2,S_t} + v_{2,t} \quad (34)$$

$$v_t \equiv [v_{1,t}, v_{2,t}] \approx \text{i.i.d.} \left(0_2, \Sigma_{v,S_t} \right) \quad (35)$$

donde π_{t+1}^S es una medida de los pronósticos de inflación; $e_t = \eta_t - \beta_{f,St}(\pi_{t+1}^S - \pi_t^e + 1) - y_{st}(y_t - y_t^*)$ es el término de error que está correlacionado con las variables explicativas π_{t+1}^S y $\gamma_t z_{t-1}$; 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 (33), que resulta de errores de medición en la encuesta de expectativas o en la brecha de producto.

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 período 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

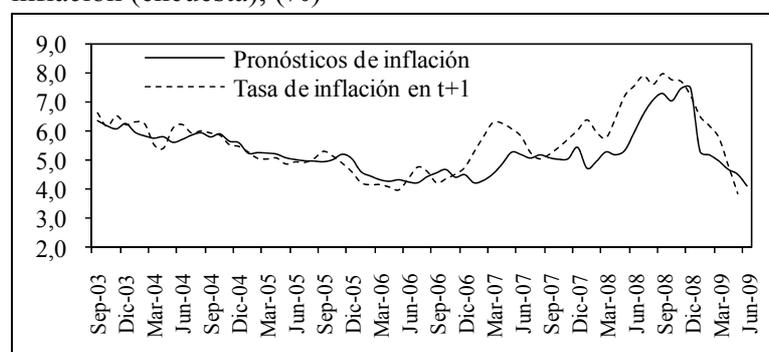
DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

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 Pronósticos de Inflación (EPI) del Banco de la República 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 EPI podrían ser una buena *proxy* de las expectativas totales en la economía. Los datos de la EPI utilizados en las estimaciones comienzan desde el año 2003 debido a que desde este período el Banco de la República comenzó a aplicar dicha encuesta para la formación de expectativas inflacionarias.

La gráfica 1 muestra la tasa de inflación observada un trimestre adelante (π_{t+1}) y los pronósticos de inflación derivados de la EPI durante el período 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.

Gráfica 1

Tasa de inflación observada un trimestre adelante (IPC) y pronósticos de inflación (encuesta), (%)

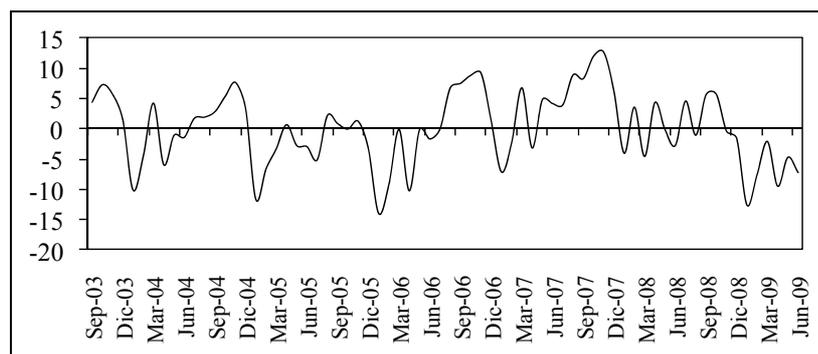


Fuente: Banco de la República y DANE.

En la gráfica 2 se presenta el comportamiento de la brecha de producción industrial estimada a través del filtro de Hodrick y Prescott, como se mencionó arriba. Se destaca, a simple vista, que los ciclos de producción industrial han sido muy frecuentes y de corta duración durante el período analizado. Es importante mencionar que la medición de esta brecha adolece

de un problema atinente a la falta de series largas de producción industrial, y como tal su análisis debe hacerse con cautela.

Gráfica 2
Brecha de la producción industrial mensual (%)



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 el cuadro 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 α , β_b , β_f , γ y σ_e se reportan en el cuadro 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. Estos coeficientes estimados son cercanos a la unidad, resultado que es similar al encontrado por Blanchard y Galí¹⁵. Este resultado es interesante en la medida en que la ponderación relativa de la inflación rezagada está muy ligada al grado de rigidez del salario real. Por tanto, como dicen los autores, cuando el índice de rigidez real γ (ver ecuación 20) 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

¹⁵ 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%.

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

muestran un parámetro estimado de 0,518 para la 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 (γ) 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 (θ) es el esperado. De igual forma, en el cuadro 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.

Cuadro 1

Estimación de una NKPC híbrida sin quiebres estructurales usando la tasa de inflación *ex post* 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)
α	0,003 (0,006)
β_b	0,518 (0,052)
β_f	0,458 (0,057)
γ	-0,209 (0,08)
θ	0,015 (0,011)
σ_e	1,069
P-Q stat	Q(4): 0,000, Q(8): 0,000, Q(9): 0,000

Nota: errores estándar entre paréntesis. 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).

Entre los resultados de la estimación que se reportan en el cuadro 1 se destaca el hecho de que la dinámica de la inflación en Colombia se ajusta muy bien a la NKPC, por lo menos durante este período. A pesar de que no se muestran en el cuadro, los valores del coeficiente 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. El análisis teórico de este fenómeno, en particular se desarrolló en la tercera sección de este documento.

El cuadro 2 presenta la estimación de una NKPC híbrida en presencia de un quiebre estructural exógeno, que tiene lugar en el segundo trimestre de 1992. La idea de seleccionar este período 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 Colombia¹⁶.

Cuadro 2

Estimación de una NKPC con quiebre estructural exógeno usando la tasa de inflación ex post observada [Estimación pos IV, 1984.2 – 2008.4]

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

Parámetros	Estimación(SE)
α	-0,0004 (0,006)
β_b	0,488 (0,052)
β_f	0,469 (0,051)
γ	-0,202 (0,08)
θ	0,009 (0,011)
δ	0,004 (0,003)
σ_e	1,036

0,004 (0,003) Punto de quiebre 1992: Q2

P-Q stat Q(4): 0,000, Q(5): 0,000, Q(8): 0,000, Q(9): 0,000

Nota: errores estándar entre paréntesis: 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 (σ) no resulta ser estadísticamente significativo, sí 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 período comenzó a eliminarse gradualmente. En efecto, si comparamos con los resultados de la estimación mostrados por el cuadro 1 (ecuación sin quiebre), la ponderación que recibe la inflación futura aumenta en magnitud mientras que el

¹⁶ Antes de 1992 muchos precios en la economía colombiana estaban indexados con base en la inflación pasada, aspecto que, evidentemente, alimentaba el proceso inercial de la inflación y por tanto dificultaba la reducción de la misma en Colombia.

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

coeficiente estimado que acompaña a la tasa de inflación rezagada disminuye¹⁷.

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 estructural en la estimación (ver Julio, 1995). Por el contrario, se podría utilizar un método econométrico más 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 tiempo es estadísticamente significativo. Al igual que en la estimación de el cuadro 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 el cuadro 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 (γ). 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 el cuadro 3 es 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 pronósticos inflacionarias. En efecto, se observa que la magnitud del parámetro estimado (β_f) que acompaña a la inflación futura resulta ser mayor que la del parámetro estimado que acompaña a la inflación pasada (β_b) y los dos parámetros son estadísticamente significativos y la suma de los dos es cercana a la unidad.

¹⁷ Estos resultados también sugieren que la dinámica de la inflación en Colombia está bien explicada a través de la NKPC híbrida antes de 1992 y mediante una NKPC pura después de ese año.

Cuadro 3

Estimación de una NKPC híbrida sin quiebre estructural usando información de la encuesta de pronósticos de inflación [Estimación por IV, 2003.09 -2009.06]

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

Parámetros	Estimación (SE)
α	-0,008 (0,007)
β_b	0,358 (0,134)
β_f	0,672 (0,117)
γ	0,012 (0,008)
σ_e	1,234
p-Q stat	Q(4): 0,032; Q(5): 0,032, Q(8): 0,124; Q(9)0,0178

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 las 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.

Cuadro 4

Estimación de una NKPC híbrida con un quiebre estructural exógeno usando información de la encuesta de pronósticos de inflación [Estimada por IV, 2003.09-2009.06]

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

Parámetros	Estimación (SE)
α	-0,021 (0,018)
β_b	0,299 (0,188)
β_f	0,686 (0,170)
γ	0,015 (0,012)
δ	-0,007 (0,002)
σ_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 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 asociada al estadístico Q para contrastar la hipótesis nula de no correlación serial hasta el rezago (i).

Por último, el cuadro 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 presencia un proceso deflacionista en la economía después del choque inflacionario que imprimió la subida en todo el mundo del precio de los alimentos, la cual se inició en el segundo semestre de 2008. Los resultados muestran que el coeficiente estimado que captura el punto de quiebre resultó ser estadísticamente significativo y presenta un signo negativo, que podría reflejar el proceso deflacionario en mención después de ese período. Tal como se evidencia en los cuadros 3 y 4,

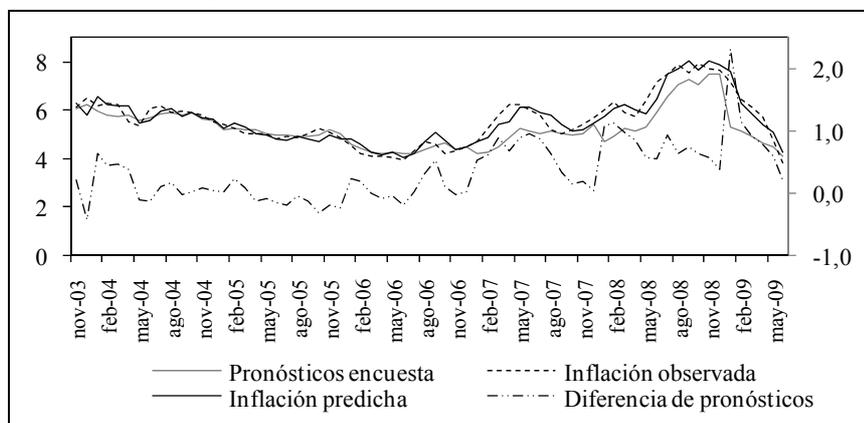
DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

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 más evidente en los rezagos 8 y 9¹⁸. 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, tal como se analizó en la sección dos de este trabajo.

La gráfica 3 muestra los pronósticos de la inflación un período hacia adelante realizados mediante la estimación del modelo que muestran en los cuadros 3 y 4, y los pronósticos de inflación derivados de la EPI. Se observa cómo la diferencia de pronósticos presenta una tendencia creciente a partir de 2007, cuando la inflación observada fue mayor a los pronósticos derivados de la EEI. Esto evidencia, que los pronósticos derivados de la EPI tendieron a ser más bajos durante el período de volatilidad de la inflación. En efecto, una medida sencilla de volatilidad muestra que el coeficiente de variación de la inflación antes de 2007 fue de 0,156 mientras que después de 2007 hasta junio de 2009 fue de 0,171.

Gráfica 3

Comparación de la inflación por el modelo estimado y los pronósticos de inflación de la encuesta de pronósticos.



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

¹⁸ En el anexo de este trabajo se presentan 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.

Resumiendo los resultados mostrados en los cuadros 3 y 4 se encuentra que el papel significativo del componente pasado de la inflación podría deberse al hecho de que el componente futuro de la inflación no se había incorporado en trabajos previos en Colombia. Es decir, que el uso de pronósticos derivados de la EPI a partir de 2003 muestra que la dinámica inflacionaria en Colombia está 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.

CONCLUSIONES

En este documento se describió la dinámica de la inflación colombiana a través de una curva de Phillips neokeynesiana híbrida (NKPC por sus siglas en inglés) que incorpora posibles cambios estructurales en la tasa de inflación y considera el papel que ha tenido el componente pasado de la misma durante el período 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 introdujeron en las estimaciones los pronósticos de inflación que se derivan de la Encuesta de Pronósticos Inflacionarias (EEI) del Banco de la República, como una *proxy* del supuesto de expectativas racionales en la NKPC.

Los resultados del primer conjunto de estimaciones que cubren el período 1984-II a 2008-IV exponen 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 es cercana 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 está 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

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

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 período 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 período septiembre de 2003 a junio de 2009 se incorporó como *proxy* de expectativas inflacionarias los pronósticos de inflación de la EPI, y la brecha de la producción industrial. Los resultados muestran que la magnitud del parámetro estimado (β_f) que acompaña a la inflación futura resulta ser mayor que la del parámetro estimado que acompaña a la inflación pasada (β_b), y los dos parámetros son estadísticamente significativos y la suma de los dos es cercana a la unidad. 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.

Finalmente, se encontró que el papel significativo del componente pasado de la inflación podría deberse al hecho de que el componente futuro de la inflación no se había incorporado en estudios anteriores sobre la curva de Phillips. Es decir, que el uso de pronósticos derivados de la EPI a partir de 2003 muestra que la dinámica inflacionaria en Colombia está 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.

APÉNDICE

CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA (NKPC) EN TÉRMINOS DE LA TASA DE DESEMPLEO Y EL PRECIO REAL DE LAS 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:

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

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

$$mc + \mu^p = \Gamma(mc(-1) + \mu^p) + (1 - \Gamma)(1 + \phi)(n - n_1 + \delta) + \Gamma\alpha\Delta u \tag{A2}$$

donde se obtiene:

$$mc + \mu^p = \Gamma(mc(-1) + \mu^p) + (1 - \Gamma)(1 + \phi)(mc + \mu^p - \phi u) + \Gamma\alpha\Delta u \tag{A3}$$

Después de reordenar términos obtenemos la ecuación en diferencias:

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

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

$$\pi = \beta E\pi(+1) + \lambda(mc + \mu^p) \tag{A5}$$

Al combinar la ecuación (A4) con la expresión (A5) obtenemos:

$$\pi = \frac{1}{1 + \beta} \pi(-1) + \frac{\beta}{1 + \beta} E\pi(+1) - \frac{\lambda(1 - \alpha)(1 - \gamma)\phi}{\gamma(1 + \beta)} u + \frac{\alpha\lambda}{1 + \beta} \Delta u + \zeta \tag{A6}$$

ANEXO

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIAS PARA LAS VARIABLES DEL MODELO NKPC

Variables	Series Trimestrales 1984-II-2008-IV			
	KPSS		ADF	
	t-estadístico	Valores críticos	t-estadístico	Valores críticos
Diferencias 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	-2,24	1%: -4,05

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

		5%: 0,146		5%:-3,45
		10%: 0,119		10%:-3,15
Diferencias de logaritmos del precio de materias primas	0,113	1%: 0,216	2,14	1%:-4,06
		5%: 0,146		5%:-3,46
		10%:0,119		10%:-3,15

Series Mensuales Septiembre de 2003-junio de 2009

	KPSS		ADF	
	t-estadístico	Valores críticos	t-estadístico	Valores críticos
Diferencias 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, el desempleo y la brecha de la producción industrial son variables estacionarias.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Agénor, P. R. y P. J. Montiel. *Development Macroeconomics*, New Jersey, Princeton University Press, 1996.
2. Ball, L. “Credible Disinflation with Staggered Price – Setting”, *American Economic Review* 84, 1994.
3. Ball, L. “Near-Rationality and Inflation in Two Monetary Regimes”, *NBER Working Paper* 7988, 2000.
4. Blanchard, O y Gali, J. “Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model”, *NBER Working Paper Series*, 11806, 2005
5. Blanchard, O. y L. F. Katz. “Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence”, *American Economic Review* 89, 1999, pp. 69-74.
6. Calvo, A. “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics* 12, 1983, pp. 383-398.
7. Clarida, R.; J. Gali y M. Gertler. “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature* 37, 1999.
8. Driscoll, J. C. y S. Holden. “Coordination, Fair Treatment and Inflation Persistence”, mimeo, Brown University and University of Oslo, 2002.
9. Dufour, J. M. y J. Jasiak. “Finite Sample Limited Information Inference Methods for Structural Equations and Models with Generated Regressors”, *International Economic Review* 42, 2001. pp. 815-843.
10. Dufour, J. M. y L. Khalaf. “Finite Sample Tests in Seemingly Unrelated Regressions”, D. E. A. Giles, ed., *Computer-Aided Econometrics*, New York, Marcel Dekker.
11. Dufour, J. M. y M. Taamouti. “On Methods for Selecting Instruments”, Technical Report, Université de Montreal, 2003.
12. Eichenbaum, M. y J. Fisher. “Evaluating the Calvo Model of Sticky Prices”, *Working Paper. Federal Reserve Bank of Chicago*, 2004.

13. Ellingsen, T. y S. Holden. "Sticky Consumption and Rigid Wages", S. Brakman; H. van Ees y S. K. Kuipers, eds., *Market Behaviour and Macroeconomic Modelling*, Basingstoke, McMillan, 1998, pp. 183-200.
14. Francisco L., J. "Nueva metodología de encuesta de hogares: ¿más o menos desempleados?", *Archivos de Macroeconomía* 213, 2002.
15. Fuhrer, J. "The Importance of Forward-Looking Behaviour in Price Specifications", *Journal of Money, Credit and Banking* 29, 1997, pp. 338-350.
16. Fuhrer, J. C. y G. P. Olivei. "Estimating Forward Looking Euler Equations with MGM Estimators: an Optimal Instruments Approach", Technical report, Federal Reserve Bank of Chicago, 2004.
17. Fuhrer, J. y G. Moore. "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics* 10, 1995, pp. 127-160.
18. Gagnon, E. y H. Khan. "New Phillips Curve under Alternative Production Technologies for Canada, the U.S., and the Euro Area", *European Economic Review* 49, 2005, pp. 1571-1602.
19. Gali, J. y M. Gertler. "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics* 44, 1999.
20. Gali, J.; M. Gertler y J. D. López-Salido. "European Inflation Dynamics", *European Economic Review* 45, 2001, pp. 1237-1270.
21. Gordon, R. "The Time Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives* 1, 1997, pp. 11-32.
22. Hamilton, J. D. "Rational-Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: an Investigation of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 2-3, 1988, pp. 385-423.
23. Hodrick, R. J. y E. C. Prescott. "Postwar U. S. Business Cycles: an Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, 1981.
24. Holden, S. y J. Driscoll. "A Note on Inflation Persistence", *Norges Bank Working Paper* 14, 2002.
25. Julio, J. M. "Choques grandes – choques pequeños: evidencia del log IPC e inflación colombianos", *Borradores de Economía* 2120, 1995.
26. Khalaf, L. y M. Kichian. "Estimating New Keynesian Phillips Curves Using Exact Methods", *Bank of Canada Working Paper* 2004-11, 2004.
27. Khalaf, L. y M. Kichian. "Exact Tests of the Stability of the Phillips Curve: The Canadian Case", *Computational Statistics and Data Analysis* 49, 2005.
28. Kim, C. y Y. Kim. "Is the Backward-Looking Component Important in a New Keynesian Phillips Curve?", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 12, 3, 2008, pp. 1-20.
29. Kleibergen, F. "Pivotal Statistics for Testing Structural Parameters in Instrumental Variables Regression", *Econometrica* 70, 2002, pp. 1781-1803.
30. Linde, J. "Estimating New-Keynesian Phillips Curves: a Full Information Maximum Likelihood Approach", Technical report, Sveriges Riksbank Stockholm, 2001.
31. Ma, A. "MGM Estimation of the New Phillips Curve", *Economic Letters* 76, 2002, pp. 411-417.
32. Mankiw, N. G. y R. Reis. "Sticky Information versus Sticky Prices: a Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", mimeo, Harvard University, 2001
33. Nason, J. M. y G. W. Smith. "Identifying the New Keynesian Phillips Curve", Technical Report, University of British Columbia and Queen's University, 2003.
34. Olivier, B. y J. Gali. "Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model", *NBER Working Paper Series* 11806, 2005, pp. 1-37.

DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO A
PARTIR DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

35. Roberts, J. "Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy", Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998.
36. Roberts, J. "Is Inflation Sticky?", *Journal of Monetary Economics* 39, 1997, pp. 173-196.
37. Romer, D. *Advanced Macroeconomics*, New York, McGraw-Hill, 2001.
38. Stock, J. H. y J. H. Wright. "MGM with Weak Identification", *Econometrica* 68, 2000, pp. 1097-1126.
39. Stock, J. H.; J. H. Wright y M. Yogo. "A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments", *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 4, 2002, pp. 518-529.
40. Taylor, J. "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy* 88, 1980, pp. 1-24.
41. Walsh, C. *Monetary Theory and Policy*, Cambridge, MIT Press, 1998.
42. Woodford, M. *Interest and Prices*, Princeton, Princeton University Press, 2003.

DOCUMENTOS DE TRABAJO

No.	Autor	Título	Año
1	Juan Santiago Correa	Urbanismo y transporte: el tranvía de Medellín (1919-1950)	2002
2	Álvaro H. Chaves C. y Helmuth Y. Arias G.	Cálculo de la tasa interna de retornos educativos en Colombia	2002
3	Fernando Bernal C.	Gobernanza pública, violencia y políticas de alivio a la pobreza. La ampliación del marco conceptual del Programa Familias en Acción	2003
4	Sandra L. Guerrero S.	Evaluación de la racionalidad del plan de descontaminación del río Bogotá a partir del análisis de costo mínimo y tasa retributiva	2003
5	Humberto Bernal Castro y Byron Ortega	¿Se ha desarrollado el mercado secundario de acciones colombiano durante el período 1988-2002?	2004
6	Liliana Chicaíza	Valoración de primas de reaseguro para enfermedades catastróficas utilizando el modelo de Black-Scholes	2005
7	Rosaura Arrieta, Aura García y Elsa Doria	Movilidad social en el asentamiento subnormal de Ranchos del Inat 2004	2005
8	Álvaro H. Chaves C.	Evolución de la productividad multifactorial, ciclos y comportamiento de la actividad económica en Cundinamarca	2005
9	Liliana López C. y Fabio F. Moscoso	La eficiencia portuaria colombiana en el contexto latinoamericano y sus efectos en el proceso de negociación con Estados Unidos	2005
10	Andrés F. Giraldo P.	La neutralidad del dinero y la dicotomía clásica en la macroeconomía	2005
11	Diego Baracaldo, Paola Garzón y Hernando Vásquez	Crecimiento económico y flujos de inversión extranjera directa	2005
12	Mauricio Pérez Salazar	Mill on Slavery, Property Rights and Paternalism	2006

DOCUMENTOS DE TRABAJO

No.	Autor	Título	Año
13	Fabio F. Moscoso y Hernando E. Vásquez	Determinantes del comercio intraindustrial en el grupo de los tres	2006
14	Álvaro H. Chaves C.	Desestacionalización de la producción industrial con la metodología X-12 ARIMA	2006
15	Omar Fernando Arias	El proceso de fluctuación dinámica de la economía colombiana: reconsideraciones teóricas sobre un fenómeno empírico	2006
16	Homero Cuevas	La empresa y los empresarios en la teoría económica	2007
17	Álvaro H. Chaves C.	Ventajas comparativas del sector agropecuario colombiano en el marco de los recientes acuerdos comerciales	2007
18	William Lizarazo M.	La controversia del capital y las comunidades científicas	2007
19	Mario García y Edna Carolina Sastoque	Pasiones e intereses: la guerra civil de 1876-1877 en el Estado Soberano de Santander	2007
20	José Gil-Díaz	Ministerio de Finanzas: funciones, organización y reforma	2007
21	Mauricio Pérez Salazar	Economía y fallos constitucionales: la experiencia colombiana desde la vigencia de la carta política de 1991 hasta 2003	2007
22	Mauricio Rubio y Daniel Vaughan	Análisis de series de tiempo del secuestro en Colombia	2007
23	Luis Felipe Camacho	Reflexiones de economía política: la justicia social en la obra de León Walras	2008
24	Óscar A. Alfonso R.	Economía institucional de la intervención urbanística estatal	2008
25	Mauricio Rubio	Palomas y Sankis. Prostitución adolescente en República Dominicana	2008

DOCUMENTOS DE TRABAJO

No.	Autor	Título	Año
26	Helmuth Yesid Arias Gómez	La descentralización en Colombia y las autonomías en España	2009
27	Andrés Mauricio Vargas P. y Camilo Rivera Pérez	Controles a la entrada de capitales y volatilidad de la tasa de cambio: ¿daño colateral? La experiencia colombiana	2009
28	Óscar A. Alfonso R.	Economía institucional de la ocupación del suelo en la región metropolitana de Bogotá	2009
29	Álvaro Hernando Chaves Castro	Dinámica de la inflación en Colombia: un análisis empírico a partir de la curva de Phillips neokeynesiana (NKPC)	2010