



Munich Personal RePEc Archive

An empirical approximation to the causality analysis between inflation and unemployment in Colombia during the new millennium

John Michael, Riveros Gavilanes

Corporación Centro de Interés Público y Justicia - CIPJUS,
Research Institute MS Research Hub

2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/103231/>
MPRA Paper No. 103231, posted 01 Oct 2020 08:14 UTC

Una aproximación al análisis de causalidad entre la Inflación y Desempleo en Colombia durante el nuevo milenio.

Autor: John Michael Riveros Gavilanes

Filiación: Investigador Económico de la Corporación Centro de Interés Público y Justicia - CIPJUS-

Dirección Postal: CP-111621 Transversal 53 #2-62 Bogotá, Colombia

Email: jmriveros@unicolmayor.edu.co – jmrg2992@hotmail.com

ORCID: 0000-0003-4939-0268

Resumen:

El presente artículo establece una aproximación empírica al análisis de causalidad entre la inflación y el desempleo en el periodo de 2001 y 2019 en la economía colombiana desde los aportes teóricos de Phillips (1957), Phelps (1967), Friedman (1968) y Ball & Mankiw (2002). La metodología de series de tiempo a través de datos mensuales, incorpora el análisis de cointegración y la estimación de modelos VAR para llevar a cabo las pruebas de causalidad en el sentido de Granger. Las estimaciones incluyen la tasa natural de desempleo asumida por la NAIRU estimada con el filtro Hodrick-Prescott (1997). Los resultados indican la inexistencia de relaciones de largo plazo entre las variables, una tendencia decreciente de la tasa natural de desempleo, y una sola dirección del orden de causalidad desde la inflación hacia el fenómeno del desempleo. Las conclusiones establecen que existe una fuerza significativa de las expectativas adaptativas en Colombia probablemente ligada a fenómenos especulativos, los cuales a través de los cambios en el nivel de precios repercuten en la economía y en la variación de la tasa de desempleo.

Palabras Clave: Inflación, Desempleo, Expectativas, Causalidad Granger, NAIRU

Abstract:

The present article establishes an empirical approximation of the causality analysis between inflation and unemployment over the period of 2001 and 2019 for the Colombian economy from the theoretical contributions of Phillips (1957), Phelps (1967), Friedman (1968) and Ball & Mankiw (2002). The methodology based on time series through monthly data, incorporates cointegration analysis and the estimation of VAR models to proceed with the Granger causality tests. The estimations include the natural unemployment rate assumed by the NAIRU estimated with the Hodrick-Prescott (1997) filter. The results indicate the inexistence of long-run relationships between the variables, a decreasing tendency of the natural unemployment rate and the Granger causality reflects only one direction from the inflation to the unemployment. The conclusions establish a significant force from the adaptive expectations in Colombia probably linked with speculation, which through the changes in the price level rebound in the economy and in the variation of the unemployment rate.

Keywords: Inflation, Unemployment, Expectations, Granger Causality, NAIRU

Clasificación JEL: E31-E42-J69-C10

- Introducción -I. Marco Teórico -II. Revisión de la literatura -III. Metodología -IV. Hechos Empíricos -V. Resultados – Conclusiones – Anexos – Referencias.

Introducción

En el caso colombiano la literatura empírica que establece relaciones de causalidad entre variables económicas es escasa en comparación con el avance que otros países han desarrollado. Ante esta situación, el presente escrito busca establecer una aproximación empírica al análisis de causalidad entre la inflación y desempleo durante el nuevo milenio para Colombia. El objetivo del escrito es determinar a través del análisis de series de tiempo, si durante este periodo, el desempleo causa a los fenómenos inflacionarios o viceversa, con la justificación de aportar a la literatura empírica en Colombia con las aproximaciones teóricas de Phillips (1958), Phelps (1967), Friedman (1968) y Mankiw (2002).

La metodología parte del análisis de causalidad en el sentido de Granger a través de los modelos VAR considerando datos mensuales entre el 2001 y 2019 con información obtenida del Banco de la República. Observando la incidencia de la brecha entre la tasa de desempleo y la tasa natural, los análisis involucraron la estimación de la tasa natural de desempleo asumida por la NAIRU descompuesta por el aspecto tendencial del desempleo con el filtro Hodrick-Prescott (1997).

Los resultados indicaron ausencia de relaciones de largo plazo entre la inflación y el desempleo bajo la prueba de cointegración de Johansen (1991) y una tendencia decreciente de la tasa natural de desempleo para la economía colombiana. Las pruebas en el sentido de Granger reflejaron una sola dirección del orden de causalidad desde la variable de la inflación hacia la tasa desempleo. La brecha entre la tasa de desempleo y la tasa natural tiene características de ser estacionaria en niveles, la estimación en relación con el cambio en la inflación arrojó los mismos resultados de causalidad, es decir que el cambio en la inflación tiende a causar la brecha entre la tasa desempleo y la tasa natural.

Los resultados empíricos son consistentes también con los resultados de causalidad para la economía de Grecia en Dritsaki & Dritsaki (2012), existiendo una fuerte influencia de las expectativas adaptativas ligadas a los cambios inflacionarios, los cuales tienden a repercutir en los niveles de desempleo y en general en la dinámica económica por motivos especulativos.

I. Marco Teórico

En el trabajo de Phillips (1958) se plantea la relación entre las variables de desempleo e inflación desde la aproximación concerniente al análisis de las tasas de salarios nominales en el Reino Unido, la relación de la curva que se plantea el autor responde a un orden de causalidad importante de distinguir. Existe una relación inversa entre el nivel de desempleo y el cambio en la tasa de salarios nominales en la economía, bajas tasas de desempleo en la economía se encuentran asociados a mayores índices de los salarios e inversamente, altas tasas de desempleo coexisten con bajos niveles de cambio en los índices de salarios.

Phillips establece que la forma funcional que mejor relaciona las variables de desempleo e inflación viene dada por la ecuación (1):

$$y + a = bx^c \quad (1)$$

$$\log(y + a) = \log b + c \log x \quad (2)$$

La variación de las tasas de salarios nominales y se encuentra explicada a partir del porcentaje de desempleo x asociado a la elasticidad c considerando dos constantes a y b . La derivación logarítmica en la ecuación (2), indica que la elasticidad c en el estudio de Phillips es negativa, por lo tanto, ante reducciones en los niveles de desempleo en el Reino Unido, existe un aumento en las tasas de salarios nominales de la economía pese a que no existan cambios en la actividad económica, generando situaciones inflacionarias. La causalidad original en la Curva de Phillips, considera como variable independiente a la tasa de desempleo y como dependiente a la variación en las tasas de salarios nominales en la economía.

En este sentido, se asume una relación inversa entre el desempleo y la inflación al menos hasta la década de 1950. Sin embargo, Friedman (1977) critica esta visión planteando que la evidencia empírica no ha encontrado siempre resultados satisfactorios en la comprobación de la curva de Phillips. Incluso sustenta como evidencia, que durante la década de 1970 está sucediendo un fenómeno conjunto de altos niveles de inflación con altos niveles de desempleo, denominando dicha situación como “estanflación”.

El orden de causalidad comienza a cambiar en los análisis de Friedman dado que se incluye el concepto de expectativas adaptativas en el proceso de formación de los niveles de salarios en la economía. Para los trabajadores, el objetivo es aumentar el poder adquisitivo inherente a los salarios que ellos perciben, el cual, representa la capacidad de participar en los mercados de la economía. Las expectativas comienzan a sopesar cuando en realidad los trabajadores se vean enjaulados por su propio nivel de salarios nominales, y a su vez, los empleadores se enfrentarán a los inexistentes cambios gestados en el mercado real de la economía y la inercia generada de los costos asociados a los insumos de producción. El desempleo tiende a volver a ubicarse en la tasa natural de desempleo con un nuevo nivel de precios.

La hipótesis desarrollada por Friedman (1968) introduce que la versión desarrollada por Phillips se refiere principalmente al corto plazo, mientras que, en el proceso de ajuste de expectativas a la realidad, la relación en el largo plazo tiende a volverse positiva. Tras el proceso de ajuste existirán una serie de cambios no solo de los agentes de mercado, sino también de los elaboradores de política pública. El resultado, es un proceso de desempleo completamente independiente de la inflación.

Para ilustrar esta teoría, podemos considerar la forma funcional expresada por Phelps (1967) en la ecuación (3) que involucra la formación de las expectativas adaptativas de inflación.

$$\frac{\partial}{\partial t} \pi^e = a[\pi_t - \pi_t^e] \quad (3)$$

La variación en el tiempo de la inflación esperada π^e se encuentra determinada por la diferencia de la inflación real π en el periodo t en relación a la expectativa de inflación π_t^e del mismo periodo, el coeficiente a es el índice de adaptación. La formación de las expectativas adaptativas, induce generalmente a un incremento de la expectativa de inflación, cuando la inflación real de

la economía sobrepasa a la inflación esperada del periodo. La literatura de acuerdo con Alisa (2015) también asume la expresión de la idea propuesta por Friedman & Phelps en la ecuación (4):

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + a(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) \quad (4)$$

La formación de expectativas inflacionarias para el periodo actual π_t^e , se encuentra compuesta por la suma de la inflación esperada del periodo anterior π_{t-1}^e y la brecha entre la inflación real π_{t-1} y la expectativa π_{t-1}^e , condicionado por un índice de adaptación de la inflación a .

Friedman, enfatiza una contracción del empleo a su punto original con un nuevo nivel inflacionario mayor, ubicándose en la tasa natural de desempleo de la economía. Este punto es esencial, debido a que los análisis recientes de la determinación de la inflación incluyen el comportamiento de largo plazo del desempleo, asumidos por la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (NAIRU en inglés). Tal y como lo plantea Cashell (2004) una vasta mayoría de economistas prefieren utilizar este último término que el de la tasa natural de desempleo, aunque en esencia sean sustancialmente diferentes.

Debido a que la generación de cambios inflacionarios en el largo plazo, no tiene como consideración teórica la determinante del desempleo, es útil observar la inferencia que Ball & Mankiw (2002) realizan sobre la formación del proceso inflacionario en la economía durante el corto plazo, en el cual, se involucra el fenómeno de desempleo como el de la NAIRU.

$$\pi = \pi^e - a(U - U^*) \quad (5)$$

La ecuación (5) refleja que los niveles de inflación actuales, son el resultado de la expectativa inflacionaria para el presente periodo π^e y el trade-off en el corto plazo de la inflación y el desempleo. Existe una discriminación en la que se estima la diferencia entre la tasa de desempleo U y la tasa natural de desempleo U^* . Si la expectativa de inflación para el periodo actual fuese constante, los cambios generados en la inflación en el presente son derivados de la interrelación de la tasa real de desempleo y la tasa de desempleo natural de la economía. Si $U > U^*$ con el coeficiente $a < 0$, la inflación del periodo tiende a la baja.

Una última consideración teórica se recalca en el tema de la causalidad con la inclusión de la NAIRU, planteado originalmente en Modigliani y Papademos (1975) y ampliado en Tobin (1980) en el cual, la brecha de tasas de desempleo ejerce un cambio en los niveles de inflación¹. Cross (1993) explica que, dependiendo del comportamiento de la brecha, surgen dos grandes situaciones: cuando $U > U^*$, se causa una reducción en la tasa de inflación, complementariamente cuando $U < U^*$ existe una presión al alza inflacionaria para el siguiente periodo.

Sin embargo, es criticable la formulación de Cross, Ball & Mankiw en términos de que el coeficiente a sea siempre negativo en el corto plazo. Esto debido a la ambigüedad existente en definir los periodos temporales entre estas variables económicas, y en sí mismo, el horizonte temporal en cuestión. Lo anterior implica que el comportamiento de a sea dinámico y la consideración del corto plazo se vuelve relativa sujeta al dominio del tiempo, en la cual, se puede

¹ Tobin argumenta que las determinantes de los niveles de precios dependen de las tendencias recientes de la inflación, los movimientos de las expectativas pasadas y futuras del mismo fenómeno, y la situación de los mercados reales y de trabajo.

analizar una transición hacia al largo plazo en la que $\alpha > 0$, y se comiencen a gestar altas tasas de inflación con altos niveles de desempleo en horizontes temporales cortos.

II. Revisión de la literatura

En este apartado, se presentan los estudios empíricos relacionados con la orientación causal de los fenómenos de inflación y desempleo, sus técnicas de estimación y los países relativos a dichos análisis.

El estudio empírico más antiguo que involucra análisis de causalidad, cointegración y relaciones de largo plazo se puede ubicar en Islam, Hassan, Mustafá & Rahman (2003) para el caso de la economía estadounidense. La metodología partió del análisis de propiedades estacionarias entre las variables de desempleo e inflación, la propuesta del artículo es averiguar si existen relaciones de largo plazo (cointegración) entre las variables y determinar su respectiva causalidad. Los resultados evidencian la existencia de una débil relación a largo plazo, el orden de causalidad únicamente responde desde la tasa de desempleo hacia la inflación.

En el caso de Malasia para el periodo de 1973 y 2004, Furuoka (2007) comprueba empíricamente la existencia de las relaciones de corto y largo de la curva de Phillips, así como los órdenes de causalidad existentes entre el desempleo y la inflación. La metodología partió del estudio de estacionariedad de las series, análisis de cointegración por la prueba de Johansen para finalmente utilizar la estimación por modelos de Vectores con Corrección del Error -VECM- entre las variables. Los resultados indican que existen relaciones de corto y largo plazo entre el desempleo y la inflación en la economía, lo que comprueba que la curva de Phillips se aplica desde su formulación original hecha en 1958, al existir un orden casualidad basado en el trade-off desde aumentos del desempleo para reducir de los niveles de inflación.

En el estudio de Dritsaki & Dritsaki (2012) se examina la curva de Phillips para la economía griega durante el periodo de 1980 a 2010 considerando series anuales para la inflación y el desempleo. La metodología de los autores considera la inclusión de la tasa natural de desempleo asumida como la NAIRU, calculada a través del filtro Hodrick-Prescott considerando su capacidad de descomposición cíclica y tendencial. El modelo de regresión asume la brecha entre la tasa de desempleo real y la tasa de desempleo natural estimada. Los análisis de estacionariedad y cointegración revelan que las variables tienden a ser integradas de primer orden, a su vez destacan que existen cointegración entre las mismas. Los resultados indican que existe causalidad desde la inflación hacia el desempleo en la economía de Grecia, mientras que no hay evidencia empírica suficiente que indique que el desempleo causa la inflación en el corto plazo. Los autores argumentan estos resultados debido a la falta de coherencia en la política pública, en la cual la inestabilidad de los precios y las expectativas adaptativas van en incremento sustanciales de los niveles de precios, los cuales influyen negativamente en el crecimiento económico por razones especulativas.

Al-Zeaud (2014) presenta una aproximación empírica a la relación de causalidad existente en Jordania, durante el periodo comprendido entre 1984 y 2011. La metodología partió de análisis de estacionariedad y cointegración entre el desempleo e inflación, para luego comprobar a través de hipótesis de causalidad en el sentido de Granger, la orientación causal de los fenómenos. Los resultados indican que las series tienen órdenes de integración de segundo grado, por lo que el análisis implica su doble diferenciación, a su vez no existe evidencia suficiente de cointegración entre las variables. La evidencia empírica no muestra fenómenos de causalidad entre ambas

variables, por lo cual los autores recurren a los postulados de Friedman, en la que afirman en que no existe un trade-off entre el desempleo y la inflación durante el periodo de estudio, argumentando que se encuentra en la posición de largo plazo en la cual existe independencia entre las variables.

El trabajo de Sasongko & Huruta (2019) realiza una aproximación empírica al fenómeno de causalidad existente en Indonesia durante el periodo de 1984 a 2017. La metodología partió de la estimación de un modelo de vectores autorregresivos -VAR- para comprobar la hipótesis de causalidad en el sentido de Granger. Los resultados indican la relación unidireccional y definen que el fenómeno de causación solamente se da desde las tasas de desempleo hacia la tasa de inflación en términos de Granger, más no de forma contraria. Por esta razón, los autores afirman que la teoría original de Phillips de 1958 es inconsistente para el caso de este país, y que la inflación no tiene la fuerza suficiente para condicionar las tasas de desempleo.

III. Metodología

En términos de comprobar empíricamente la relación entre la tasa de desempleo y la inflación en Colombia, se plantea un análisis de series de tiempo en el que se explora la posibilidad de cointegración entre las variables. Se utiliza la información provista por la página oficial del Banco de la República (2019) y el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas -DANE- (2019). Las variables involucran el IPC base 2008 y la tasa de desempleo, ambas con periodicidad mensual entre los años 2001 y 2019 con el respectivo ajuste estacional.

El proceso de análisis empírico involucra dos modelos para determinar el comportamiento durante el nuevo milenio de la inflación y el desempleo. El primero parte de la construcción de un modelo de vectores autorregresivos que comprende únicamente la variación de la tasa de desempleo de la economía colombiana y la variación en la inflación² medida por cambios en el IPC.

$$\Delta\pi = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta U_{t-i} + u_i \quad (6)$$

$$\Delta U = c + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta U_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + u_i \quad (7)$$

La notación establece a π como inflación medida por variaciones del IPC, U es la tasa de desempleo, Δ el operador de primeras diferencias, p establece el número de rezagos ideales en la estimación y u son los residuales que carecen de correlación serial, normalmente distribuidos de media 0.

Para comprobar la causalidad en el sentido de Granger (1969), se utilizan los estimadores asociados a las variables contrarias en las ecuaciones (6) y (7). Así las hipótesis nulas de no causalidad en el sentido de Granger son: en (6) $H_0: \sum_{i=1}^p \beta_i = 0$ y en (7) $H_0: \sum_{i=1}^p \alpha_i = 0$.

El segundo modelo, involucra la estimación de la tasa natural de desempleo U^* para establecer la brecha con la tasa de desempleo U que se gesta en la economía colombiana. Se recalca que en

² Un modelo desde esta aproximación de rezagos se presenta en Liquitaya Briceño (2011), como parte de la estimación común de la curva de Phillips en la actualidad.

los trabajos de Cross (1993) y Dritsaki & Dritsaki (2012) la NAIRU sirve como estimado de la tasa natural de desempleo, dado que las propiedades de la NAIRU involucran el ajuste de una tasa de desempleo tendencial que mantiene la inflación constante. La estructura funcional del segundo modelo se presenta a continuación:

$$\Delta\pi = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i (U_{t-i} - U_{t-i}^*) + u_i \quad (8)$$

$$U - U^* = c + \sum_{i=1}^p \beta_i (U_{t-i} - U_{t-i}^*) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + u_i \quad (9)$$

Donde U es la tasa de desempleo, U^* es la tasa natural de desempleo que tiene como proxy la NAIRU y π es el nivel de inflación mensual medida por cambios en el IPC. Las pruebas de hipótesis igualmente se mantienen sobre los estimadores para comprobar la causalidad en el sentido de Granger. Definiremos la brecha entre la tasa de desempleo mensual y la tasa natural como $v = U - U^*$ en los posteriores resultados.

La estimación de la NAIRU de acuerdo a como lo afirma Jacob & Wong (2018) puede darse de diversas maneras, sin embargo, aquí consideraremos la técnica a través de la extracción del componente tendencial como aproximación a la NAIRU como método estadístico basado en filtros (Blouin, 2007). El filtro de uso es el propuesto por Hodrick & Prescott (1997) donde se asume que el desempleo U está constituido por un componente tendencial τ_t y un componente cíclico c_t , tal que se cumple la relación $U_t = \tau_t + c_t$ en la que se puede aislar el componente cíclico³ dada la minimización de la función:

$$\text{Min}_{\{\tau_t\}} \left[\sum_{t=1}^T (U_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right] \quad (10)$$

El termino λ se define como el parámetro de suavización, el cual es seleccionado por el investigador de acuerdo a una periodicidad establecida. El criterio de escogencia de λ se basa en el factor de ajuste desarrollado por Ravn & Uhlig (2002) para series mensuales donde $\lambda = 129600$. Con la ecuación (10) solucionada, se puede extraer el componente cíclico de la tasa de desempleo U , la resultante es el proceso tendencial de desempleo asumido como la NAIRU (Jacob & Wong, 2018: Bloun, 2007: Claar, 2011) que se asemeja a un estimado de la tasa natural de desempleo. Lo anterior permitirá las estimaciones de la brecha para las ecuaciones (8) y (9).

Las variables anteriores tienen sus respectivos análisis de estacionariedad y raíces unitarias a través de la prueba aumentada de Dickey & Fuller⁴ (1979) así mismo, la posible existencia de cointegración se explora con la prueba de Johansen (1991) para variables integradas de orden I

³ Una discusión sobre el uso de esta técnica se puede ubicar en el estudio pionero de Gartner (1995) en el que se da la justificación para utilizarse en el cálculo de la NAIRU, así mismo Claar (2011) explicita sus beneficios dado que no hay una superioridad evidente entre las estimaciones derivadas de la NAIRU estructural provista con la estimación de la Curva de Phillips y los métodos de filtros estadísticos. Sin embargo, Gómez, Rebollo Sanz & Usabiaga Ibáñez (2002) refutan esta idea por su aproximación simple al asemejarse a la estimación de predicciones por media móvil dada una serie univariada. La escogencia de la técnica se debió a la capacidad de parsimonia existente del filtro Hodrick-Prescott y su consideración por la extracción significativa de fluctuaciones cíclicas en la economía (Claar, 2011).

⁴ La especificación de las pruebas no se presenta en el presente trabajo por motivos de espacio. Sin embargo, si el lector lo desea, puede revisar a Hamilton (1994) para profundizar sobre las pruebas.

(1) y establecer posibles relaciones de largo plazo. La selección del número de rezagos tanto en las pruebas como en las regresiones de los modelos se basa en los criterios de información del error LR, AIC, SBIC, HQIC planteados en Lutkepohl (2005).

IV. Hechos Empíricos

En esta sección se presenta el comportamiento empírico de la inflación y la tasa de desempleo entre los años 2001 y 2019 de forma mensual. Las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas se presentan a continuación en la tabla 1:

Tabla 1. *Estadísticas descriptivas de las variables*

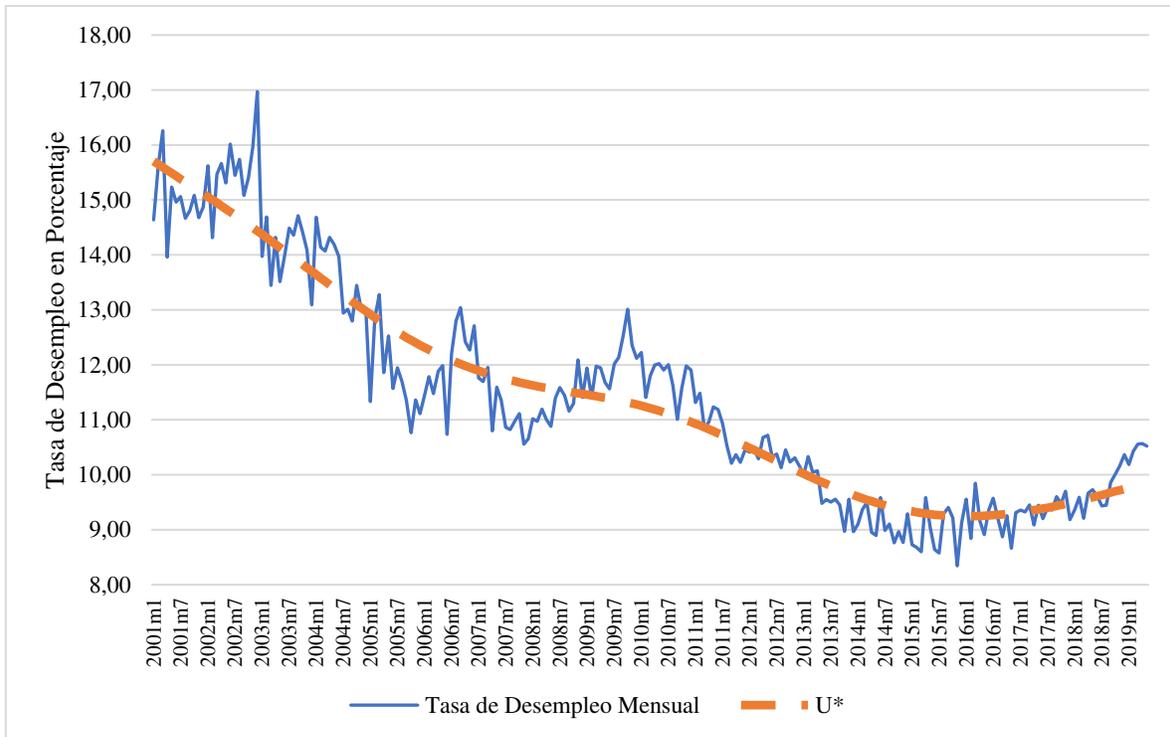
Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
π	221	4.814	1.893	1.76	8.97
U	221	11.401	2.028	8.343	16.97
U^*	221	11.401	1.892	9.244	15.702
$\Delta\pi$	220	-.024	.322	-.96	.79
ΔU	220	-.019	.575	-2.997	1.59
ΔU^*	220	-.027	.025	-.062	.022
$v = U - U^*$	221	1.09e-08	.6122508	-1.684422	2.536613

Nota: Los cálculos fueron realizados con el programa Stata 15 con información del Banco de la República (2019).

Fuente: Elaboración Propia.

Se destaca que la inflación media mensual desde el 2001 hasta el 2019 se ha ubicado en un 4.81%, así mismo la tasa de desempleo se ubica en promedio en el 11.4%. La media de la variación en la tendencia del desempleo es negativa, lo que indica una curva decreciente de la tasa natural medida a través de la NAIRU por el filtro Hodrick & Prescott. El comportamiento de la tasa natural y real de desempleo se presenta en el Gráfico 1, se destaca que es decreciente en el nuevo milenio y que el punto más bajo tanto de desempleo real se da a finales del año 2015 con un 8.34%.

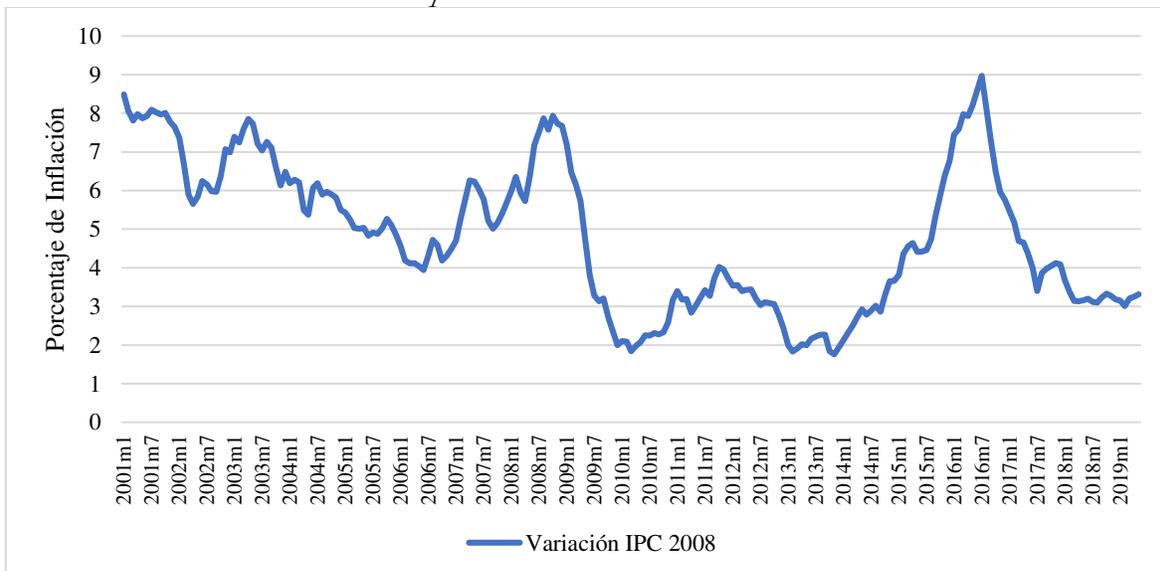
Gráfico 1. *Tasa desempleo real y natural 2001-2019*



Fuente: Elaboración Propia.

El comportamiento de la inflación medida por la variación IPC base 2008 tiene características de ser altamente volátil, claramente debido a contextos que presionan el alza en los consumidores tanto desde las situaciones políticas, económicas y sociales de Colombia en el nuevo milenio. En el Gráfico 2 se evidencia esta situación donde el punto más alto de inflación, se presentó en julio de 2016 con un 8.97%.

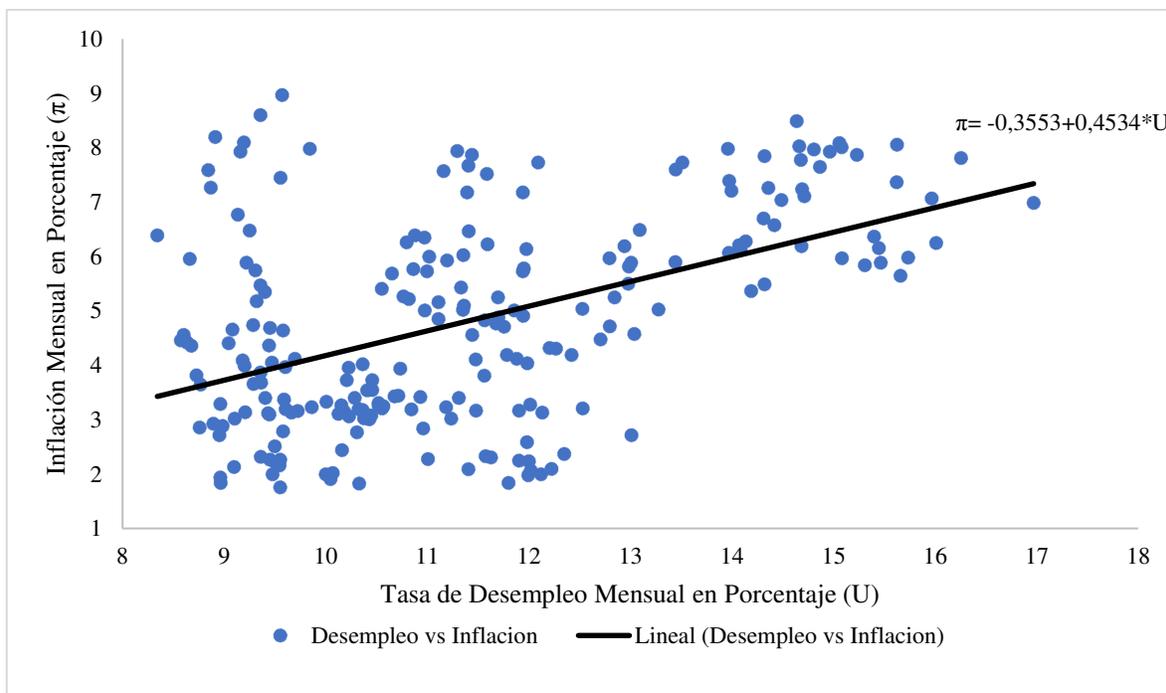
Gráfico 2. *Comportamiento de la variación del IPC Base 2008*



Fuente: Banco de la República (2019)

La dispersión entre la tasa de desempleo real y el nivel de inflación medida desde la variación del IPC de forma mensual para el periodo de 2001 y 2019 en Colombia, tiene como resultado el comportamiento presentado en el Gráfico 3.

Gráfico 3. *Dispersión Inflación y Tasa de Desempleo Mensual 2001-2019*



Fuente: Elaboración Propia con datos del Banco de la República (2019)

La razón de cambio entre la tasa de desempleo y la inflación es positiva y equivale a 0.4534, lo que indica que gráficamente la relación descrita en la Curva de Phillips en su formulación original no se aplica para el caso colombiano en el nuevo milenio. Al contrario de esto, se presenta la situación descrita por Friedman & Phelps, en donde altas tasas de desempleo se tienden a correlacionar simultáneamente con altos niveles de inflación. Es destacable el grado de dispersión de los datos, en especial cuando la tasa de desempleo es inferior al 14%, en este punto no existe un comportamiento homogéneo que correlacione niveles bajos de inflación con niveles bajos de desempleo.

V. Resultados

Los análisis de raíces unitarias en el Anexo 1 reflejan que las variables en niveles se encuentran integradas de primer orden salvo por la estimación de la NAIRU que se encuentra integrada en un orden mayor. Las primeras diferencias son estacionarias igualmente salvo por la variación de la NAIRU confirmando un orden de integración mayor. A su vez la brecha de la tasa de desempleo con la tasa natural representada por v es estacionaria en niveles. Las variables π y U son I (1) y la brecha v es I (0). La selección de rezagos ideales para desarrollar la prueba de cointegración en el primer modelo se presenta en la tabla 2:

Tabla 2. Selección de Rezagos por Criterios de Error

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-871.979				10.798	8.055	8.068	8.086
1	-234.752	1274.5	4	0.000	0.032	2.219	2.257	2.312
2	-176.697	116.11	4	0.000	0.019	1.721	1.784	1.876
3	-164.195	25.006	4	0.000	0.018	1.642	1.73043*	1.8604*
4	-158.051	12.287*	4	0.015	.017369*	1.62259*	1.736	1.903

Fuente: Elaboración Propia

La selección de criterios de error se ubica entre los rezagos número 3 y 4 en relación al FPE, HQIC, SBIC y AIC, para las estimaciones posteriores se considerará el rezago 4, dado que la prueba LR sugiere este rezago.

El resultado de la prueba de cointegración por el método de Johansen se presenta en la tabla 3 para el primer modelo. Se destaca que no existe evidencia empírica de que las variables de la tasa de desempleo y la inflación se encuentren cointegradas para el caso colombiano en el nuevo milenio.

Tabla 3. Prueba de Cointegración de Johansen

Maximum Rank	Parms	LL	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value
0	14	-165.11448	.	14.1264*	15.41
1	17	-160.09854	0.04518	4.0945	3.76
2	18	-158.05127	0.01869		

Nota: El periodo de la muestra fue de 2001m5 - 2019m5, con n= 217 y 4 rezagos.

Fuente: Elaboración Propia

Este resultado implica la inexistencia de relaciones de largo plazo durante el nuevo milenio, lo que deriva en que la estimación debe realizarse a través de los modelos VAR con las variables en primeras diferencias. La regresión del modelo VAR, correspondiente al primer modelo representado en el sistema de las ecuaciones (6) y (7) se presenta en la tabla 4.

Tabla 4. Resultados Primer Modelo

VARIABLES	$\Delta\pi$	ΔU
$\Delta\pi_{t-1}$	0.514*** (0.0679)	0.267** (0.114)
$\Delta\pi_{t-2}$	-0.0580 (0.0768)	-0.307** (0.129)
$\Delta\pi_{t-3}$	-0.0130 (0.0778)	-0.0115 (0.131)
$\Delta\pi_{t-4}$	0.113* (0.0681)	-0.169 (0.115)
ΔU_{t-1}	0.00929 (0.0403)	-0.567*** (0.0679)
ΔU_{t-2}	-0.0812* (0.0447)	-0.307*** (0.0753)

ΔU_{t-3}	-0.0716 (0.0441)	-0.160** (0.0743)
ΔU_{t-4}	0.0111 (0.0382)	-0.0522 (0.0642)
Constant	-0.0121 (0.0189)	-0.0489 (0.0318)
RMSE	.278185	.468149
χ^2	85.96311	89.85768
R^2	0.2847	0.2938
Observations	216	216

Nota: Errores estándar en paréntesis, nomenclatura *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fuente: Elaboración Propia

Los supuestos del anterior modelo se presentan en el Anexo 2 e indican ausencia de correlación serial, estabilidad y normalidad, la variación en la inflación en el presente se encuentra influenciada fuertemente por la variación en la inflación del periodo anterior significativo al 1% ceteris paribus. Este resultado indica que la variación inflacionaria es dependientemente y proporcional a la variación del periodo pasado, por ende, si aumenta la variación inflación del mes pasado en un 1%, el impacto en la variación de la inflación presente es de 0.514%.

En relación con la otra variable, se evidencia que la variación en la tasa de desempleo de hace dos meses tiende a influenciar la variación en la inflación del presente mes, significativo al 10% ceteris paribus. Este impacto indica que frente a un aumento de la tasa de desempleo del mencionado rezago del 1%, la variación en la inflación tiende a reducirse en 0.081%.

Para la segunda ecuación el primer modelo, podemos destacar que existe un fuerte proceso autorregresivo de la variación en la tasa de desempleo, dado que todos los rezagos de la misma variable salvo el del cuarto mes, impactan negativamente a la variación en la tasa de desempleo significativo al 5%, indicando que el proceso general de variación de desempleo tiende a la baja. La variación en la inflación igualmente impacta a la variación en la tasa de desempleo significativo al 5% para los rezagos del primer y segundo mes, para explicitar más su impacto nos apoyaremos más adelante en el análisis de impulso-respuesta. Procediendo a las pruebas de causalidad en el sentido de Granger, los resultados se presentan en la tabla 5:

Tabla 5. Resultados Causalidad en el Sentido de Granger, Modelo 1

Equation	chi2	df	Prob>Chi2
ΔU No causa en el sentido Granger a $\Delta \pi$	7.363	4	0.118
$\Delta \pi$ No causa en el sentido Granger a ΔU	13.314	4	0.010

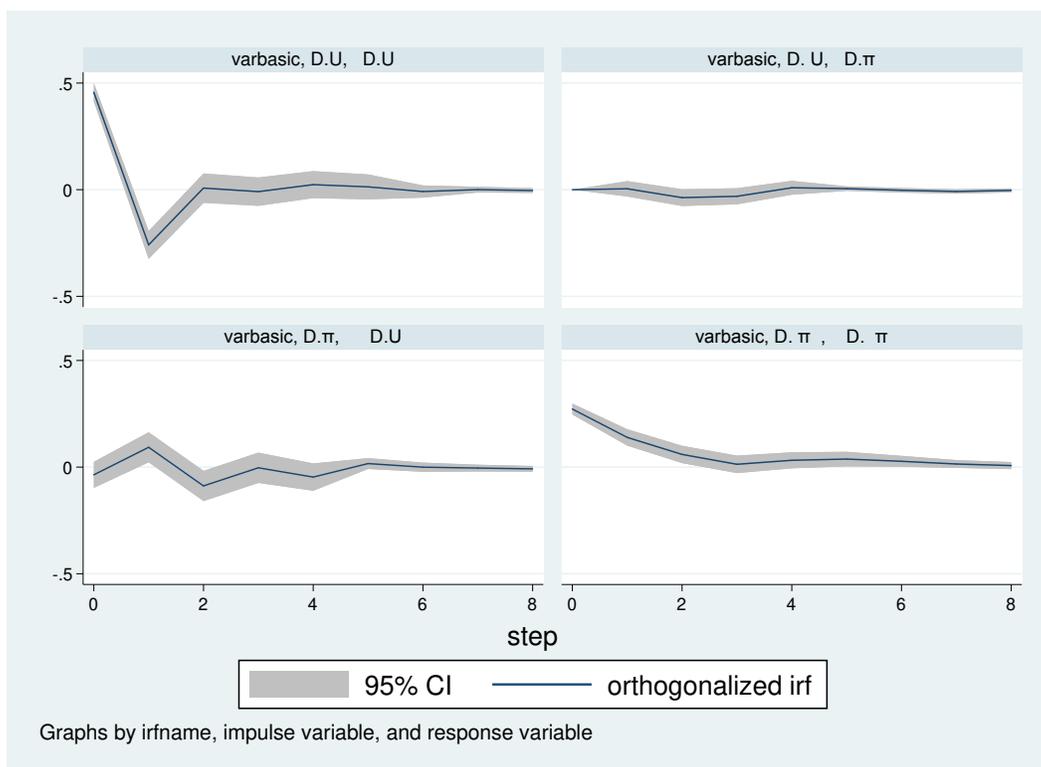
Fuente: Elaboración Propia

Se destaca que la variación en la tasa de desempleo mensual de la economía colombiana no causa en el sentido de Granger a la variación en la inflación, con un nivel de significancia del 5%. Sin embargo, la inflación si reporta de acuerdo a la prueba de hipótesis, una causación en el sentido de Granger sobre la variación en la tasa de desempleo significativo al 1%.

El impacto mensual que tiene la variación en la tasa de inflación se interpreta de la siguiente manera: si existe una variación en la inflación del 1% de hace dos meses, la variación en la tasa de desempleo actual se reduce en un 0.3% ceteris paribus. Sin embargo, si existe una variación

en la inflación del mes pasado del 1%, la variación en la tasa de desempleo es positiva y corresponde a un impacto del 0.267% ceteris paribus. Para ilustrar mejor los procesos de respuesta entre estas variables, el Gráfico 4 presenta la función de impulso y respuesta derivada del modelo VAR de la tabla 5.

Gráfico 4. *Función Impulso Respuesta Modelo 1.*



Fuente: Elaboración Propia

La función de impulso respuesta de la regresión anterior se presenta en el gráfico 4 y se interpreta que el cambio en la inflación ejerce un incremento inicial sobre la tasa desempleo la cual tiende a disminuirse conforme pasan los meses, incluso llegando a equilibrarse entre el sexto mes en adelante. Mientras que, por el caso de la variación de la tasa de desempleo, no parece evidenciarse un impulso fuerte hacia los niveles inflacionarios.

En términos de causalidad, los resultados son también consistentes con la evidencia de causalidad empírica realizada en Grecia en los estudios Dritsaki & Dritsaki (2012) en el que las perspectivas inflacionarias tienen un rol que desestimula la dinámica económica y la resultante es un creciente desempleo.

En el segundo modelo, representado en general por el sistema de las ecuaciones (8) y (9), consideró la brecha de la tasa desempleo existente y la tasa natural de desempleo medida a través de la NAIRU, extraída desde el componente tendencial. Esta variable representada por v es

estacionaria en niveles, por lo que no se puede estimar una tendencia de largo plazo a través de análisis de cointegración⁵.

Los resultados de las ecuaciones (8) y (9) siguen también la lógica de los modelos VAR, y la regresión con 4 rezagos⁶ se presenta en la tabla.

Tabla 6. *Resultados Segundo Modelo*

VARIABLES	$\Delta\pi$	v
$\Delta\pi_{t-1}$	0.512*** (0.0671)	0.262** (0.108)
$\Delta\pi_{t-2}$	-0.0574 (0.0768)	-0.301** (0.124)
$\Delta\pi_{t-3}$	-0.0102 (0.0775)	-0.0321 (0.125)
$\Delta\pi_{t-4}$	0.113* (0.0681)	-0.208* (0.110)
v_{t-1}	0.0120 (0.0419)	0.348*** (0.0674)
v_{t-2}	-0.0891** (0.0427)	0.212*** (0.0688)
v_{t-3}	0.0110 (0.0419)	0.120* (0.0674)
v_{t-4}	0.0847** (0.0394)	0.0818 (0.0635)
Constant	-0.00830 (0.0186)	0.00394 (0.0300)
RMSE	.278064	.447651
χ^2	86.22645	191.8209
R^2	0.2853	0.4704
Observations	216	216

Fuente: Elaboración Propia

La verificación de supuestos del segundo modelo, estimado en la tabla 6 se presenta en el Anexo 3 donde se refleja ausencia de correlación serial, estabilidad y normalidad entre los errores. En relación con el cambio en la inflación, podemos observar que cuando aumenta en un 1% la brecha la tasa de desempleo con la tasa natural medida por la NAIRU, el cambio en la inflación actual se reduce en un 0.0891%, significativo al 10% ceteris paribus. Sin embargo, el cuarto mes atrás, tiende a impactar en un 0.087% el cambio en la inflación cuando aumenta en un 1% la brecha ceteris paribus.

Analizando la ecuación de v , podemos destacar que los rezagos mensuales 1, 2 y 4 de la variación en la inflación, son relevantes estadísticamente con un nivel de significancia del 10% para explicar la brecha entre la tasa de desempleo y la tasa natural. Además, la brecha v sigue un fuerte proceso autorregresivo que tiende a incrementarse con el paso de los meses. Es decir, que la brecha tiende

⁵⁵ Esto en virtud de que el análisis de cointegración en esencia se basa para relaciones de largo plazo entre variables integradas de primer orden, es decir tanto la dependiente como las independientes deben ser I (1), cuya característica de estacionariedad se da es con las primeras diferencias.

⁶ Resultado de la selección de criterios de error FPE, AIC y LR.

a incrementarse de acuerdo a sus valores pasados mensuales en el transcurso del tiempo entre el 2001 y 2019. La causalidad en el sentido de Granger se presenta a continuación en la tabla 7:

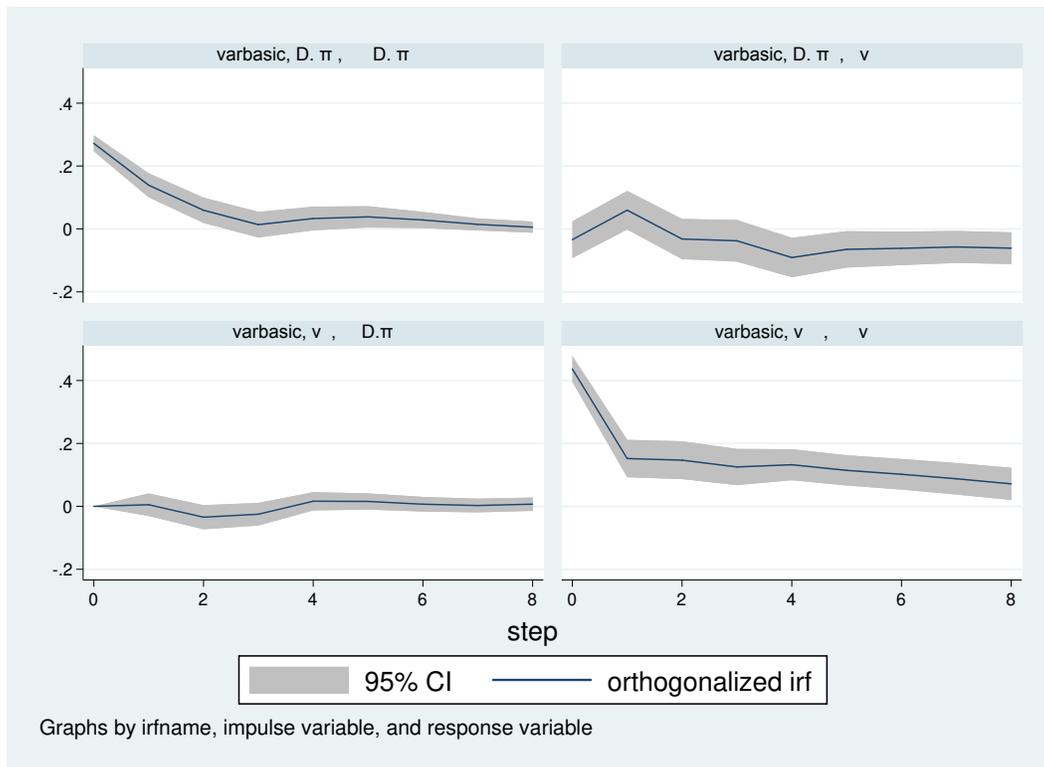
Tabla 7. *Causalidad Granger Modelo 2*

Equation	chi2	df	Prob>Chi2
v No causa en el sentido Granger a $\Delta\pi$	7.5581	4	0.109
$\Delta\pi$ No causa en el sentido Granger a v	17.199	4	0.002

Fuente: Elaboración Propia

De acuerdo con los resultados anteriores bajo un nivel de significancia del error del 1%, la variación en la inflación es casusa en el sentido de Granger de la brecha entre la tasa de desempleo real y natural. Mientras que la brecha en sí misma no es una causa Granger de la variación en la inflación. Los resultados anteriores se asemejan a los del primer modelo en términos de que la variable de cambio en la inflación causa en el sentido Granger a las variaciones relacionados con el desempleo, la respectiva función de impulso respuesta del segundo modelo se presenta en el grafico 5.

Gráfico 5. *Función Impulso Respuesta Modelo 2*



Fuente: Elaboración Propia

Se puede apreciar que el impacto en la brecha de la tasa de desempleo a raíz de cambios en la inflación en un primer momento es creciente, lo que significa que la inflación ayuda a incrementar la brecha existente entre el desempleo real del natural. Sin embargo, en los

posteriores meses el impacto se va reduciendo incluso llegando a normalizarse. Así mismo, no se observan cambios significativos en la variación de la inflación por cambios en la brecha del desempleo.

En resumen, la causalidad Granger en términos de variaciones va desde la inflación hacia la tasa de desempleo, tanto en su expresión pura como desde la brecha en relación con la tasa natural de desempleo medida por la NAIRU. Este resultado indica que los postulados de Friedman pueden llegar a comprobarse para la economía colombiana.

Lo anterior se afirma dado que, si la variación inflacionaria es lo suficientemente fuerte para estimular actuaciones en los agentes de la economía, pueden causar desincentivos en la dinámica económica subyacente en sus expectativas las cuales, de acuerdo con Friedman, son adaptativas en relación con los niveles de precios. De hecho, el estudio de Daal, Naka & Sanchez (2004) establece que para el caso colombiano la inflación real histórica tiende a ser causa Granger de la incertidumbre del nivel de precios con el paso del tiempo, resultado que confirma el rol de las expectativas de la ecuación de Phelps.

Una gestación de un proceso inflacionario tendería a múltiples explicaciones para incrementar el nivel de desempleo, desde los desincentivos a los procesos de inversión privada como por la consolidación de una inflación de costos por la pérdida de poder adquisitivo en la economía, ambas con repercusiones en el crecimiento económico.

Conclusiones

Este estudio presentó una aproximación empírica al análisis de causalidad entre la inflación y la tasa de desempleo de forma mensual bajo la óptica de los modelos VAR en Colombia durante el nuevo milenio. El primer modelo considera la tasa de desempleo, mientras que el segundo, involucra la brecha existente en relación con la tasa natural de desempleo medida a través de la NAIRU. Los resultados indicaron la ausencia de relaciones a largo plazo y los análisis de causalidad en términos de Granger de ambos modelos establecen que el orden de causalidad proviene desde el fenómeno inflacionario hacia la tasa de desempleo. Se argumenta que este resultado, es el producto de la fuerza de las expectativas adaptativas y fenómenos especulativos en relación con los niveles de precios de la economía colombiana.

La importancia de las expectativas adaptativas, desarrollada por Friedman & Phelps, pueden explicar este orden de causalidad en la economía colombiana, dado que, la inflación como fenómeno económico relacionado con el poder adquisitivo de las personas, puede deteriorar la estructura de precios en el tiempo por la reducción de la capacidad adquisitiva de los individuos y agentes de la economía. En estricto sentido también influencia el costo de materias primas y en general de los insumos en la producción, el incremento sustancial de este fenómeno tiene repercusiones en la actividad económica general, aunque en el largo plazo se tienda a normalizar en relación con las tasas de desempleo.

Una cuestión destacable reside en el fenómeno especulativo que se encuentra intrínseco en la formación de las expectativas adaptativas, dicho fenómeno puede ser transmitido incluso al ámbito de la inversión. En general, si ocurre un fenómeno inflacionario en una economía, la pérdida de poder adquisitivo de la moneda local tiende a desestimular los niveles de inversión por la especulación de la rentabilidad financiera.

El término de Jesús Antonio Bejarano de “economía especulativa”⁷ propuesto en 1983 puede explicar esta situación, no solo a través de los impactos de la especulación en la inversión industrial propuesta originalmente, sino incluso de forma ampliada para la inversión privada en general atada al poder adquisitivo de los agentes económicos. En este sentido, la economía real que requiere gran cantidad de mano de obra, muestra una sensibilidad frente a los cambios inflacionarios los cuales repercuten los niveles de inversión y rentabilidad dadas unas expectativas adaptativas.

En este orden de ideas, cuando aumentan los niveles de inflación en una economía, la inversión se desestimula, tanto desde la perspectiva de créditos como de rentabilidad a nivel nacional. Incluso la inversión extranjera que busca extraer beneficios aportando recursos al interior de Colombia se ve afectada por los cambios inflacionarios en los procesos de la pérdida de poder adquisitivo y el riesgo asociado al incremento de los niveles de precios. Al aumentar la inflación, tiende a aumentar el nivel de incertidumbre, y la generación del proceso de especulativo impacta de diversas formas a la economía en forma negativa.

La tendencia de la tasa natural de desempleo es un hecho que también debe recalcar, el método de aproximación de la NAIRU estimada por el filtro Hodrick-Prescott en este caso, evidencia una tendencia decreciente de la tasa natural de desempleo. Lo anterior refleja cambios en la dinámica económica colombiana en el nuevo milenio, aunque los determinantes de la tendencia a la baja de la NAIRU aún son desconocidos y faltan ser explorados⁸.

Los resultados empíricos aquí presentados, pueden considerarse en la formulación y actuación de la política pública, en términos de que el fenómeno inflacionario que acarrea un componente de especulación, tiende a impactar en mayor medida los niveles de desempleo desde los análisis Granger. La formulación de política debe encaminarse a solventar los problemas de incertidumbre que se gesten en la economía, la cual, se encuentra íntimamente relacionada con los niveles de precios. Así mismo, la tendencia a la baja de la NAIRU, implica que una masa laboral mayor puede emplearse, sin que esto afecte a incrementos inflacionarios puesto que los cambios en la tasa de desempleo, no constituyen una causa para el incremento inflacionario.

⁷ Recopilado en la serie de estudios antológicos en Bejarano (2011).

⁸ Ball & Mankiw (2002) exploran las posibles causas teóricas de la tendencia a la baja de la NAIRU, algunas relacionadas con la inclusión de trabajadores en el mercado laboral, incremento del comercio abierto, mejor correspondencia de trabajos con la composición laboral o incrementos de la productividad. Sin embargo, aún se desconocen las situaciones que presionen a la baja la tasa natural de desempleo, o la tasa no aceleradora de la inflación NAIRU.

ANEXO 1 Raíces Unitarias

Tabla 1A. *Test de Raíces Unitarias*

Variable	Especificación de la Prueba ADF	Test Statistic	5% Critical Value	Decision
π	Drift	-2.310	-1.652	Estacionaria
	Tendencia	-2.484	-3.434	Raiz Unitaria
	Sin intercepto	-1.340	-1.950	Raiz Unitaria
$\Delta\pi$	Drift	-7.786	-1.652	Estacionaria
	Tendencia	-7.776	-3.434	Estacionaria
	Sin intercepto	-7.780	-1.950	Estacionaria
U	Drift	-1.840	-1.652	Estacionaria
	Tendencia	-1.075	-3.434	Raiz Unitaria
	Sin intercepto	-1.651	-1.950	Raiz Unitaria
ΔU	Drift	-10.053	-1.652	Estacionaria
	Tendencia	-10.201	-3.434	Estacionaria
	Sin intercepto	-9.943	-1.950	Estacionaria
U^*	Drift	-0.725	-1.652	Raiz Unitaria
	Tendencia	0.734	-3.434	Raiz Unitaria
	Sin intercepto	3.240	-1.950	Estacionaria
ΔU^*	Drift	1.348	-1.652	Raiz Unitaria
	Tendencia	-0.977	-3.434	Raiz Unitaria
	Sin intercepto	-2.280	-1.950	Estacionaria
$v = U - U^*$	Drift	-3.844	-1.652	Estacionaria
	Tendencia	-3.825	-3.434	Estacionaria
	Sin intercepto	-3.854	-1.950	Estacionaria

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 2

Primer Modelo

Tabla 4A. *Test de Autocorrelación*

lag	chi2	df	Prob>Chi2
1	8.910	4	0.063
2	8.197	4	0.085
3	2.079	4	0.721
4	4.739	4	0.315
5	5.968	4	0.202

Nota: Hipótesis nula es la ausencia de autocorrelación en el rezago p.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4B. *Estabilidad*

Eigenvalue		Modulus
.742296		.742296
.2189739	.6233036i	.660649
.2189739	.6233036i	.660649
-.51925	.2064316i	.55878
-.51925	.2064316i	.55878
-.01684469	.4953969i	.495683
-.01684469	.4953969i	.495683
-.1609195		.16092

Nota: Los eigenvalues caen dentro del círculo unitario, se cumple con la condición de estabilidad.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4C. *Normalidad*

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj_chi2(2)	Prob>chi2
u	216	0.713	0.092	3.000	0.223

Nota: La hipótesis nula es la distribución normal en la variable.

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 3

Segundo Modelo

Tabla 6A. *Test de Autocorrelación*

lag	chi2	df	Prob>Chi2
1	1.6991	4	0.79089
2	5.2296	4	0.26454
3	2.9367	4	0.56847
4	2.1254	4	0.71270
5	2.4681	4	0.65035

Nota: Hipótesis nula es la ausencia de autocorrelación en el rezago p.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6B. *Test de Estabilidad*

Eigenvalue		Modulus
.8301861	05871088i	.83226
.8301861	-.05871088i	.83226
.2311353	+6130339i	.65516
.2311353	-.6130339i	.65516
-.533327	+ .1515408i	.554439
-.533327	- .1515408i	.554439
09790534	+.5337963i	.542701
-.09790534	- .5337963i	.542701

Note: Los eigenvalues caen dentro del círculo unitario, se cumple con la condición de estabilidad.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6C. *Test de Normalidad*

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj_chi2(2)	Prob>chi2
u2	216	0.6489	0.0870	3.17	0.2052

Nota: La hipótesis nula es la distribución normal en la variable.

Fuente: Elaboración propia.

Referencias

- ALISA, Maximova. (2015) The Relationship between Inflation and Unemployment: A Theoretical Discussion about the Philips Curve, *Journal of International Business and Economics*, Vol. 3, No. 2, pp. 89-97. Recuperado de American Research Institute for Policy Development: <https://pdfs.semanticscholar.org/1c95/f9274fb25ea619e821676f895c1b2b50185d.pdf>
- AL-ZEAUD, Hussein Ali. (2014) "The trade-off between Unemployment and Inflation Evidence from Causality Test in Jordan", *International Journal of Humanities and Social Sciences*, Vol. 4 No. 4, pp. 103-111.
- BALL, Laurence y MANKIW, Gregory. (2002) "The NAIRU in Theory and Practice" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16 No. 4, Summer 2002, pp. 115-136.
- DANE (2019) Estadísticas por tema, Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas, Disponible en: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema>
- BANCO DE LA REPUBLICA (2019) Inflación Total y Meta & Tasa de Desempleo, Catalogo de Estadísticas. Disponible en: <http://www.banrep.gov.co/es/catalogo-estadisticas-disponibles#inflacion-meta>
- BEJARANO, Jesús Antonio (2011) *Antología Jesús Antonio Bejarano Vol. 1*, Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.
- BLOUIN, Nicolas (2007) "To Measure the Unobservable: A model of the U.S. NAIRU", *Working Paper 2007-02*, Ministère des Finances. Disponible en <https://www.fin.gc.ca/pub/pdfs/wp2007-02e.pdf>
- CASHELL, Brian (2004) "Inflation and Unemployment: What is the Connection?", *Key Work Place Documents*, Washington, DC: Congressional Research Service. Disponible en: https://digitalcommons.ilr.cornell.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1182&context=key_workplace
- CLAAR, Victor. (2000) *The Natural Rate of Unemployment, Its Estimation, and Evaluation of Its Estimators*, Thesis for the degree of Doctor of Philosophy in Economics, Department of Economics, West Virginia University, Virginia, United States of America.
- CROSS, Rod (1993) "The NAIRU as a Theory of Equilibrium Unemployment". *Journal of Economic Studies*, vol. 20, pp. 116-121
- DAAL, Elton; NAKA, Atsayuki y SANCHEZ, Benito (2004) "Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries", Working Papers 1991-2006, Department of Economics and Finance University of Orleans.
- DRISAKI, Chaido y DRITSAKI, Melina (2012) "Inflation, Unemployment and the NAIRU in Greece", *Procedia Economics and Finance*, Vol 1, 2012, pp. 118-127.
- DICKEY, David y FULLER, Wayne (1979) "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74 No. 366, January of 1979, pp. 427-431.

FURUOKA, F (2007), "Does the "Phillips Curve" really exist? New Empirical Evidence from Malasya", *Economics Bulletin*, Vol. 5 Num. 6, pp-1-14.

GARTNER, Charles. (1995) "Potential Output and Output Gap". *Reports and Summaries*, Oesterreichische Nationalbank, No. 3, pp. 41-50.

GRANGER, Clive William John (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 3 No. 3, August of 1969, pp. 424-438.

GÓMEZ GARCÍA, F; REBOLLO SANZ, y USABIAGA IBÁÑEZ, C. (2002) "Nuevas estimaciones de la NAIRU de la economía española: métodos directos", *Estudios de Economía Aplicada*, Vol. 20 No. 3, marzo de 2002, pp. 509-530.

HAMILTON, John (1994) *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.

HODRICK, Robert y PRESCOTT, Edward (1997) "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, pp. 1-16

JACOB, Punnoose y WONG, Martin (2018) "Estimating the NAIRU and the Natural Rate of Unemployment for New Zeland", *Reserve Bank of New Zealand*, Analytical Note Series 2230-5505. Disponible en <https://www.rbnz.govt.nz/-/media/ReserveBank/Files/Publications/Analytical%20notes/2018/an2018-04.pdf>

JOHANSEN, Soren (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59 No. 6, pp. 1551-1580.

ISLAM, Faridul; HASSAN, M. Kabir; MUSTAFA, Muhammad y RAHMAN, Matiur (2003) "The empirics of U.S. Phillips Curve: a revisit", *American Business Review*, Vol. 21, January of 2003, pp. 107-112.

LIQUITAYA BRICEÑO, José Dimas. (2011) "De la Curva de Phillips a la NAIRU: Un análisis empírico", *Análisis Económico*, Vol. 26. No. 62, Julio de 2011, pp. 5-30.

LUTKEPOHL, Helmut (2005) *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, New York, Springer.

MODIGLIANI, Franco y PAPADEMOS, Lucas. (1975) "Targets for Monetary Policy in the Coming Year", *Brooking Papers of Economic Activity*, vol 1, pp. 65-141

PHELPS, Edmund (1967) "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time", *Economica*, Vol. 34, No. 135, August of 1967, pp. 254-281.

PHILLIPS, Alban William. (1958). "The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, vol. 52. No. 100, November of 1958, pp. 283-299

FRIEDMAN, Milton. (1968). "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, Vol. 58 No. 1, March of 1968, pp. 1-17

FRIEDMAN, Milton. (1977). "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *The Journal of Political Economy*, Vol. 85 No. 3, June of 1977, pp. 451-472

RAVN, Morten y UHLIG, Harald (2002) "Notes on Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82 No. 2, May of 2002, pp. 371-380.

SASONGKO, Gatot y HURUTA, Adrian (2019) The causality between inflation and unemployment: The Indonesian evidence, *Business: Theory and Practice*, Vol. 20, January of 2019, pp. 1-10.

TOBIN, James (1980) "Asset Accumulation and Economic Activity", *Yrjo Jabnsson Lectures*, Chicago: The University of Chicago Press.