



Vigilada Mineducación

ANÁLISIS EMPIRICO DEL EFECTO DE LA INFLACIÓN EN EL CONSUMO
REAL. EL CASO COLOMBIANO (1955 - 2019)

MARTÍN MESA SALAZAR

PABLO TORRES ORREGO

Trabajo de grado

Asesor

CARLOS ESTEBAN POSADA POSADA

UNIVERSIDAD EAFIT

Escuela de Finanzas, Economía y Gobierno

ECONOMÍA

MEDELLÍN

2023

CONTENIDO

INTRODUCCIÓN	5
PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA.....	6
JUSTIFICACIÓN.....	8
OBJETIVOS.....	9
GENERAL	9
ESPECÍFICOS	9
MARCO TEÓRICO	9
DISEÑO METODOLÓGICO	13
RESULTADOS.....	16
EJERCICIO 1	16
EJERCICIO 2	22
CONCLUSIONES	27
REFERENCIAS	29
ANEXOS	31

RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue evaluar una posible relación de largo plazo entre una variable nominal (en este caso la inflación) y una variable real (el consumo real), teniendo en cuenta el periodo 1955 - 2019 en Colombia. Partimos de la idea clásica de neutralidad del dinero. Para esto se hizo un repaso de las principales ideas tradicionales y se complementó con una revisión de la literatura sobre estudios recientes de los efectos de la inflación en el consumo. Algunos de los estudios expuestos en el trabajo son los de Hurtado (2006), Moreira (2016), Contreras et al (2019), Zúñiga et al (2020) y Álvarez Fernández (2022). Adicionalmente se evaluaron, mediante técnicas estadísticas, las relaciones de correlación entre el consumo, la inflación y el producto interno bruto. Por último, se realizó un análisis econométrico con tres modelos VAR desarrollados para este trabajo y explicados dentro de la sección del diseño metodológico del mismo, con el fin de evidenciar la neutralidad o no neutralidad del dinero en el largo plazo para Colombia.

Palabras Clave: Inflación, consumo, producto interno bruto, neutralidad del dinero, VAR.

ABSTRACT

The objective of this study was to evaluate the effects of a nominal variable (in this case, inflation) on a real variable (real consumption) in the period from 1955 to 2019 in Colombia, based on the classical idea of money neutrality. To achieve this, a review of the ideas from the main schools of thought was conducted, supplemented with an in-depth analysis of the existing literature on current studies of the effects of inflation on consumption. Some of the studies discussed in this work are those by Hurtado (2006), Moreira (2016), Contreras et al. (2019), Zúñiga et al. (2020), and Álvarez Fernández (2022). Additionally, correlation relationships between consumption, inflation, and Gross Domestic Product were evaluated using statistical techniques. Lastly, an analysis of impulse response graphs was conducted, which were obtained through three VAR models developed specifically for this study and explained within the methodological design section, in order to demonstrate money neutrality or non-neutrality in the long term for Colombia.

Keywords: Inflation, consumption, Gross Domestic Product, money neutrality, VA

INTRODUCCIÓN

La neutralidad del dinero es una hipótesis importante que ha suscitado discusiones continuas a lo largo de la historia. Esta afirma que las alteraciones en la cantidad de dinero en una economía no ejercen impactos perdurables en variables reales como la producción y el empleo, sino que únicamente influyen en los precios en el largo plazo.

Este debate se remonta a figuras como Ricardo (1959), quien sostenía que los cambios en la oferta de dinero solo impactaban los precios y no las variables reales de la economía, ya que el dinero funcionaba como un intermediario en las transacciones económicas. Sin embargo, esta perspectiva cambió con la llegada de John Maynard Keynes en el siglo XX. Keynes (1986) argumentaba que las variaciones en la cantidad de dinero podían tener efectos significativos en la producción y el empleo en el corto plazo, centrándose en la demanda agregada.

Por otro lado, los economistas neoclásicos, como Milton Friedman, respaldaban la idea de la neutralidad del dinero en el largo plazo. Friedman (1953) argumentaba que, aunque los cambios en la oferta de dinero podían tener efectos temporales, estos se disiparían a medida que los agentes económicos ajustaran sus expectativas y comportamientos, y la relación entre el dinero y los precios sería estable en el largo plazo.

Este estudio se propone examinar evidencia empírica sobre la neutralidad del dinero en Colombia, centrándose en el impacto de la inflación en el consumo real a lo largo del período de 1955 a 2019, utilizando un enfoque econométrico.

PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

La neutralidad del dinero es una hipótesis fundamental en la teoría económica que ha sido objeto de amplia discusión y análisis. Se refiere a la idea de que los cambios en la cantidad de dinero en una economía no tienen efectos duraderos en variables reales, como el nivel de producción y el empleo, sino que solo afectan los precios en el largo plazo. En la historia económica, este concepto ha sido debatido por diversos economistas y ha influido significativamente en la formulación de políticas monetarias (Palomino, 2005, p. 78).

Uno de los economistas más influyentes en la discusión de la neutralidad del dinero fue el economista clásico David Ricardo. En su obra "Principios de Economía Política y Tributación" (1959), Ricardo argumentó que los cambios en la cantidad de dinero solo tendrían un impacto en los precios y no en las variables reales de la economía. Este punto de vista ha sido desafiado por otros economistas con los años.

Uno de los argumentos en contra de la neutralidad del dinero proviene de la escuela keynesiana. Keynes sostenía que, en el corto plazo, las variaciones en la cantidad de dinero podían tener efectos significativos en la producción y el empleo. Se centraba en la demanda agregada y argumentaba que las fluctuaciones en el gasto total podrían impulsarse por cambios en la cantidad de dinero, lo que afectaría la actividad económica (Keynes, 1986).

En contraste, los economistas neoclásicos respaldaban la idea de la neutralidad del dinero en el largo plazo. Friedman afirmaba que, si bien los cambios en la cantidad de dinero podían tener impactos temporales en la economía, estos efectos eventualmente se disiparían a medida que los agentes económicos ajustaran sus expectativas y comportamientos. En su obra "Ensayos en Economía Positiva" (1953), Friedman argumentó que la relación entre la cantidad de dinero y el nivel de precios era estable en el largo plazo.

La importancia de la neutralidad del dinero radica en su implicación para la formulación de políticas económicas. Si la neutralidad del dinero fuera válida, entonces el énfasis de la política monetaria debería centrarse en el control de la inflación y en mantener la estabilidad del sistema financiero. Si la neutralidad del dinero no se sostiene, la política monetaria podría utilizarse para estimular la demanda agregada y mitigar las fluctuaciones económicas (Williamson, 2012, p. 300-310).

En la era contemporánea, la discusión sobre la neutralidad del dinero continúa siendo relevante. Los avances en la teoría económica y el acceso a datos empíricos han permitido una evaluación más precisa de los efectos del dinero en la economía real. Para el caso colombiano se ha probado la neutralidad del dinero en distintos modelos. Uno lo desarrollo Contreras (2019): mediante un modelo VAR y con datos del 2000 al 2017, éste encuentra que el dinero es neutral para Colombia en el largo plazo. Por otro lado, Álvarez (2022) desarrolla un modelo VECM con datos desde 2005 a 2019 y, a diferencia de Contreras, Álvarez evidencio un comportamiento no neutral del dinero para el caso colombiano.

De acuerdo con la literatura revisada, se evidenció que es pertinente aportar a la discusión acerca de la neutralidad del dinero en el largo plazo para el caso colombiano mediante esta pregunta: ¿la inflación afecta el consumo real de los hogares colombianos en el largo plazo?

JUSTIFICACIÓN

Como se mencionó en el planteamiento del problema, la neutralidad del dinero es un tema de discusión en la economía moderna. Varias corrientes de pensamiento han destinado esfuerzos para tratar de comprender los efectos reales en la economía de los cambios de la cantidad de dinero y de la política monetaria. Como se evidenciará en la revisión de literatura no existen trabajos actualizados para el caso de Colombia que permitan demostrar los efectos de la inflación en el largo plazo. Puesto que la neutralidad del dinero es un tema muy extenso y los tiempos del presente trabajo no nos permiten explorar todas las aristas, en este trabajo se tratará de aportar a la discusión desde la óptica de los efectos de la inflación en el consumo real en Colombia.

Mediante un modelo econométrico se buscará aceptar o rechazar la hipótesis de neutralidad del dinero en el caso puntual del efecto de la inflación en el consumo real en Colombia en el periodo 1955 - 2019. En este trabajo no se obtendrán conclusiones absolutas sobre la neutralidad del dinero, sino una aproximación a la verificación de la hipótesis de neutralidad por la vía de estimar eventuales efectos de la inflación en el consumo de los hogares en Colombia en el largo plazo.

Por último, procuramos ofrecer un “valor agregado” adicional: reseñar la discusión de los economistas sobre los efectos de los cambios nominales en la economía. La revisión de literatura permite afrontar con mayor conocimiento y contexto el modelo presentado en el proyecto. De esta manera, el presente trabajo busca aportar al desarrollo de una nueva mirada sobre el tema en Colombia.

OBJETIVOS

GENERAL

- Determinar el efecto de la inflación en Colombia el consumo real en el periodo de 1955 - 2019, a partir de la hipótesis de la neutralidad del dinero.

ESPECÍFICOS

- Establecer relación entre las variables analizadas mediante métodos econométricos.
- Calcular los componentes permanentes y transitorios de las series de tiempo anual y trimestral del consumo real, de la inflación y del producto interno bruto en Colombia.
- Contrastar los resultados del modelo con la revisión de literatura sobre la neutralidad del dinero.

MARCO TEÓRICO

Como se menciona anteriormente, la neutralidad del dinero es altamente debatida entre diferentes escuelas del pensamiento económico. En este apartado se profundizará más el desarrollo de los diferentes postulados de los principales exponentes de este tema y sus teorías.

En primer lugar, los economistas clásicos parten desde la dicotomía clásica, la cual diferencia que hay dos tipos diferentes de variables en la economía, las nominales y las reales, y que las reales no dependen de las nominales. Esta teoría la profundizan los economistas clásicos como Hume cuando considera que los cambios de las variables nominales, como el nivel de precios, no determinan los

cambios de las variables reales, como el consumo real en el largo plazo (León, 2000). Lo anterior va de la mano con la teoría monetarista de Friedman (1977), que afirma que un aumento de la cantidad de dinero conlleva efectos inflacionarios. Un pilar desarrollado por los clásicos útil para sustentar su teoría es la ecuación cuantitativa del dinero (p. 451-471). Mankiw (2021, p. 316-327) explica con la siguiente ecuación como los cambios de la oferta de dinero afectan solamente a los precios y no el producto.

$$M \cdot V = P \cdot Y$$

Donde:

M = es la cantidad de dinero de la economía y viene determinada (directa o indirectamente) por el banco central.

V = es la velocidad en la que se transmite el dinero y es constante.

P = es el nivel de precios.

Y = es la producción real de la economía y está dada por la oferta de los factores productivos y la tecnología.

Según Fisher (1911) la velocidad del dinero y la producción de la economía tienden a ser estables en el largo plazo, debido a la tendencia al pleno empleo: por ende, cuando el banco central ajusta la cantidad de dinero disponible, se generan cambios proporcionales en el valor nominal total de la producción, que se traducen en cambios en el nivel de precios. Los clásicos consideran al dinero neutral ya que los cambios en la oferta monetaria generan inflación en la economía, pero la producción, dada por la oferta de factores productivos y por la productividad multifactorial, permanece igual (Mankiw, 2021).

Si bien se ha mostrado como el dinero puede ser neutral en la economía, cabe recordar que esta teoría para los clásicos se sostiene en el corto plazo si se cumplen los supuestos que establece Patinkin (1959) cuando hace una crítica a la teoría cuantitativa. Los supuestos establecen que se debe contar con información

perfecta, los precios y salarios deben ser flexibles y los cambios de la oferta monetaria se distribuyen de igual manera entre los agentes; en tal caso el consumo cambia de igual manera a la oferta monetaria y la velocidad del dinero es constante.

Por otro lado, Keynes (1996) afirmaba que los cambios en el dinero generaban cambios no solo en los precios absolutos sino también en los precios relativos. Estos últimos podían influir en la naturaleza de la producción, dado que era una señal de un desbalance en las cantidades de mercancías producidas en los distintos sectores de la economía. Adicionalmente, en su “Breve Tratado Sobre la Reforma Monetaria”, señalaba que las expectativas inflacionarias ocasionaban cambios en el nivel general de precios que, a su vez, alteraban la estructura de producción. Por último, se distanciaba de los cuantitavistas clásicos ya que no creía en la proporcionalidad entre cambios en la base monetaria y el nivel general de precios. Esto tenía grandes implicaciones, debido a que en la ecuación cuantitativa del dinero las variables de velocidad y producción se tendrían que ajustar, rompiendo así con la neutralidad del dinero, al menos en plazos cortos o medios (Rísquez, 2006, p. 308-318).

Como queda evidente de la exposición previa, el concepto de la neutralidad de dinero es de gran relevancia para la política macroeconómica.

Teniendo en cuenta los conceptos teóricos anteriormente tratados procederemos a revisar trabajos que han puesto a prueba la hipótesis de la neutralidad de dinero en diferentes países y con diversas metodologías y, de esta manera, complementar la revisión de la discusión teórica con la de análisis empíricos.

Un trabajo pertinente para esta investigación fue elaborado por Dopenke y Schneider (2006, p. 1069-1097). En esta investigación, se destaca que una inflación moderada genera un impacto significativo en la redistribución de la riqueza, teniendo un efecto desfavorable en hogares de mayores edades, al tiempo que resulta beneficioso para hogares jóvenes de clase media con deudas hipotecarias. A nivel de los diferentes sectores económicos, la inflación tiene un efecto favorable para el

gobierno. Además, se concluye que los efectos de redistribución varían entre la inflación efectivamente experimentada y las expectativas sobre la inflación futura, siendo necesario considerar la duración de los procesos para evaluar los resultados de estos. (Dopenke & Schneider, 2006, p. 1069-1097)

Zúñiga et al. (2020, p. 31-45) presentan un modelo econométrico de mínimos cuadrados ordinarios que analiza la relación entre la inflación, el PIB per cápita y el gasto de consumo de los hogares de Ecuador entre 1990 y 2019. La función de consumo es importante debido a la relación proporcional entre los ingresos y la inflación. En el estudio se encontró que los consumidores tienden a aumentar su consumo cuando sus ingresos crecen, mientras que la incertidumbre inflacionaria afecta la compra de bienes y servicios.

Por otro lado, Contreras et al. (2019) abordan la pregunta de si las variables nominales en la economía afectan a las variables reales, en relación con la neutralidad del dinero. Se propone como objetivo verificar la hipótesis de neutralidad del dinero en Colombia utilizando datos del período trimestral 2000-2017. Se emplea una metodología descriptiva y técnicas cuantitativas, incluyendo un modelo VAR para analizar la causalidad de Granger y las respuestas a impulsos de las variables de PIB a precios constantes y la base monetaria. Los resultados, según Contreras, sugieren que el dinero no es neutral en el corto plazo, pero la tendencia a largo plazo indica que sí lo es.

Álvarez (2022, p. 13-53) desarrolla una evaluación empírica de la neutralidad del dinero en Colombia entre 2005 y 2019 mediante el método VECM, identificando relaciones de largo plazo. A través de funciones de impulso respuesta, revela que un choque transitorio en la oferta de dinero no solo aumenta el PIB real a corto plazo, sino también a largo plazo. Además, observa que una fuerte contribución de la oferta monetaria en la variabilidad del error de pronóstico del PIB real, llevando a la conclusión de que el dinero no es neutral.

Hurtado (2006, p. 37) realiza un estudio empírico donde examina el período 1970-2000 y encuentra una relación positiva entre la inflación y el dinero en circulación en la economía de Colombia. Esta relación sugiere que un aumento del 1% en la cantidad de dinero genera un incremento del 0.26% en el valor esperado de los precios.

Por último, Moreira et al (2016) evalúan el efecto de un cambio en la cantidad de dinero en los precios relativos en Estados Unidos para el período 1959 - 2013. Sus resultados empíricos indican que el cambio en la oferta de dinero no solo afecta los precios relativos sino también la tasa de inflación y variables reales, como la inversión, la tasa de desempleo natural y el PIB potencial, a través del cambio en los precios relativos. El autor concluye que el dinero no es neutral, ya que un cambio en la oferta de dinero perturba los precios relativos y, en consecuencia, la asignación de recursos en la economía.

DISEÑO METODOLÓGICO

La parte empírica del presente trabajo tiene varias divisiones. En un principio se evalúan las relaciones entre la inflación y la tasa de crecimiento del consumo real total entre 1955 y 2019, con series de frecuencia anual, identificando si existe correlación entre ellas en el largo plazo, mediante el coeficiente de correlación. Además, se hace un ejercicio casi análogo, pero con series de frecuencia trimestral de inflación y de crecimiento del consumo real de los hogares más el consumo de instituciones y fundaciones privadas sin ánimo de lucro, ISFHL, entre 2005 y 2019, para evaluar el comportamiento en un plazo menos largo. Cabe aclarar que se usan variables diferentes para ambos ejercicios por la imposibilidad de encontrar datos trimestrales del consumo de los hogares desde 1955; por ende, se usa la variable consumo real total para el análisis del período más largo.

Para la variación del IPC, la fuente es el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE): “Series IPC total nacional e inflación (desde 07/1954)”. Estas series, con año base 2018, incluyen el índice del IPC, la inflación anual, la inflación mensual y la inflación año corrido. Por ende, para calcular la inflación trimestral se utilizará la formula, $\frac{IPC_{Ultimo\ mes\ trimestre}}{IPC_{Ultimo\ mes\ trimestre\ anterior}} - 1$, para hallar los datos desde marzo de 2005 hasta diciembre de 2019. Para los datos anuales se toma el dato de inflación anual a diciembre de cada año desde 1955 hasta 2019.

Para el consumo real de los hogares más consumo de las ISFL, se utiliza la base de datos del gasto de consumo final de los hogares por finalidad y durabilidad, trimestral, calculado por el DANE. De la base de datos mencionada anteriormente, se tomó la variable de “Gasto de consumo final individual de los hogares; gastos de consumo final de las ISFLH”. Además, se utiliza la base de datos “Penn Word Table (PWT) 10.01” para la variable consumo anual, específicamente la variable *rconna* que mide el consumo real con precios nacionales constantes de 2017. Esta base utiliza, a su vez, información de las cuentas nacionales desde 1950 hasta 2019.

Como parte del trabajo y complemento del primer ejercicio se añadió una tercera variable de análisis, *rgdpna*, que es el PIB a precios constantes nacionales del 2017, datos de PWT, para el período más largo. Para el período más corto se utilizó la variable PIB reportada por el DANE. Por medio del filtro Hodrick-Prescott se extrajo el componente permanente del PIB, de la Inflación y del consumo con un multiplicador $\lambda = 100$ en la serie anual y un multiplicador $\lambda = 1600$ para la serie trimestral.

A partir del componente permanente se encontró el componente transitorio de las tres variables, con la formula = dato observado – componente permanente. Se analizó gráficamente, y matemáticamente con el coeficiente de correlación, los componentes permanentes de la pareja PIB vs inflación, y los componentes permanentes de la pareja consumo vs inflación. De igual manera se analizaron los

componentes transitorios de la pareja PIB vs inflación, y los componentes transitorios de la pareja consumo vs inflación.

Para la segunda parte del ejercicio, se empleó un modelo vectorial autorregresivo (VAR) con los datos previamente descritos. En concreto, se implementaron tres modelos VAR: uno para analizar la relación entre las series trimestrales de inflación y consumo real de los hogares, y dos más para examinar las relaciones entre las series anuales del crecimiento del consumo real y la inflación, y otro para la relación entre el crecimiento del PIB y la inflación.

Para los tres modelos VAR se siguió el mismo proceso en el programa *R*. La primera etapa consistió en evaluar la estacionariedad de las series. En caso de que se identificara que las series no eran estacionarias, se determinó el orden necesario de diferenciación para lograr la estacionariedad de las variables utilizando la función *ndiff*. Al notar que tanto la serie de inflación en su versión anual como trimestral requerían diferenciación para volverse estacionarias, se aplicó la función *diff* de *R*. Sin embargo, este proceso condujo a un desequilibrio en las series de tiempo, ya que la inflación perdió un dato en comparación con las otras series. Para restablecer el equilibrio en las series, se optó por acotar los datos de las series del PIB y del consumo a partir del segundo punto de la serie. Se tomó esta decisión en lugar de realizar más diferenciación en las series, para evitar trabajar con series excesivamente diferenciadas.

Una vez obtenidas series estacionarias y equilibradas, se procedió a determinar el orden óptimo de rezagos para el modelo utilizando la función *VARselect*. Posteriormente, se evaluaron las raíces de los residuales del VAR para determinar si el modelo era estable. En los tres modelos, se cumplió con la condición de estabilidad.

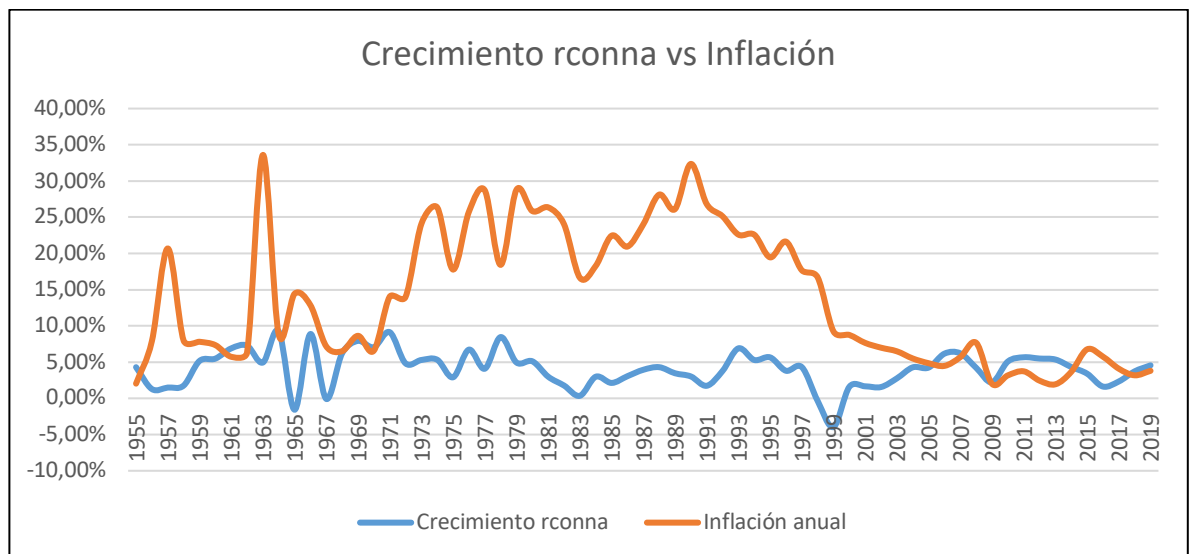
Finalmente, se generaron dos funciones de respuesta a impulsos para cada VAR utilizando la función *irf* de *R*. Inicialmente, se aplicó un impulso a una variable y se

observó la respuesta de la otra variable, y luego se repitió el proceso en sentido contrario. Estas respuestas a impulsos se analizarán en la siguiente sección.

RESULTADOS

EJERCICIO 1

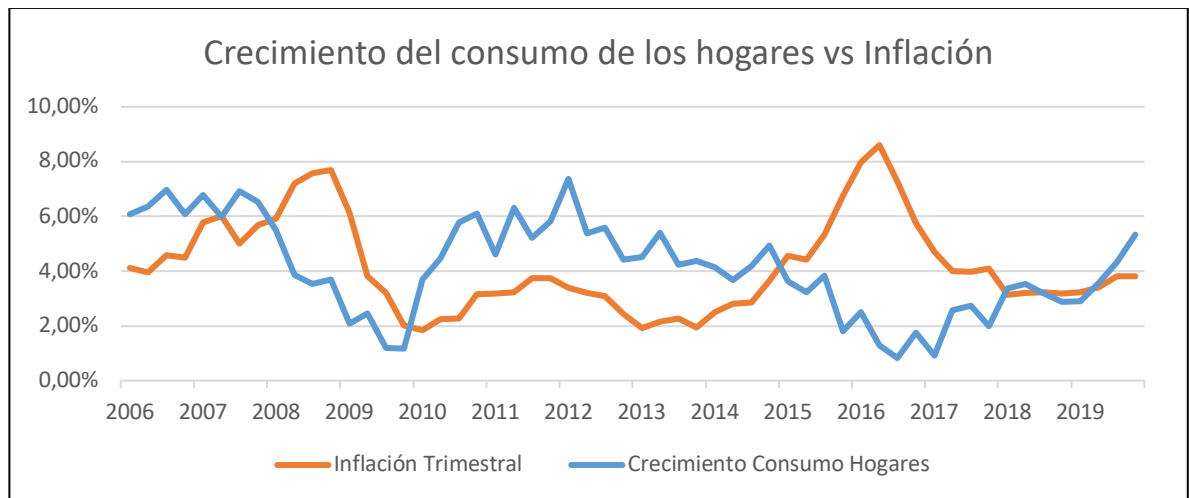
El primer ejercicio descrito en el diseño metodológico es la evaluación entre las dos principales variables, el crecimiento del consumo y la inflación en el periodo 1955 - 2019. En la gráfica 1 no es posible determinar correlación entre las variables en ningún punto de la gráfica, por ende, se calculó el coeficiente de correlación. Este dio $-0,0334$, confirmando que estadísticamente no existe correlación entre las variables a lo largo de dicho periodo.



Gráfica 1. Construcción propia con datos de la Penn World Table (PWT) 10.01.

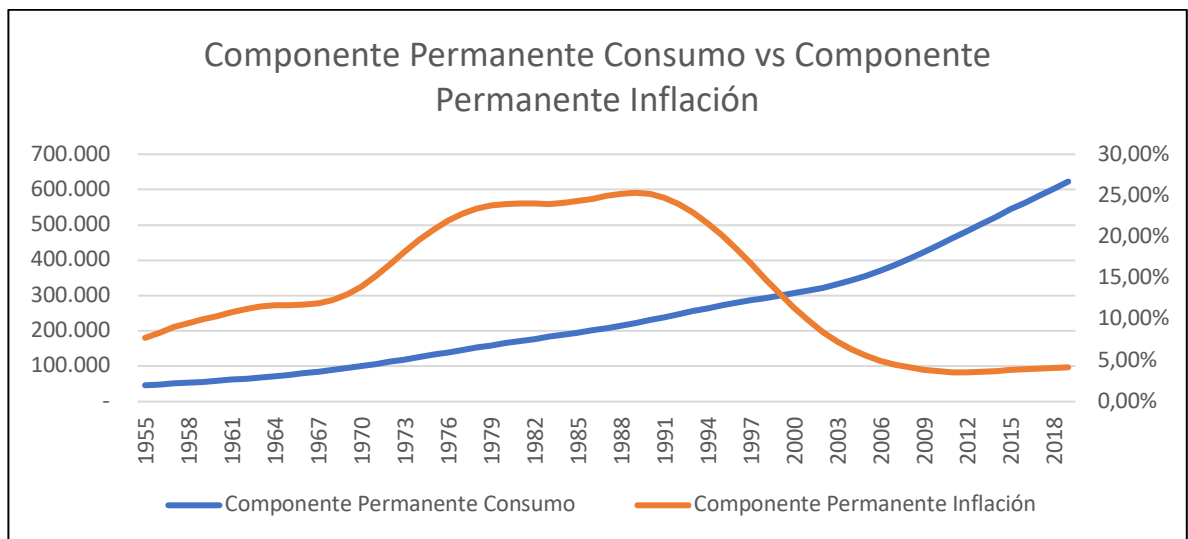
De igual manera se analizó el crecimiento del consumo de los hogares y la inflación trimestral entre 2006 y 2019. Aparentemente, por medio de inspección visual, la gráfica 2 tiene una correlación más fuerte que la del largo plazo. Entre 2008 y 2010, ambas variables tuvieron una caída muy pronunciada, y desde 2010 hasta 2015 tuvieron un comportamiento al alza, aunque más débil por parte de la inflación. Sin

embargo, desde 2015 hasta 2019 las variables tuvieron un comportamiento contra cíclico, es decir que mientras la inflación estaba creciendo el consumo se encontraba cayendo. El coeficiente de correlación encontrado fue de $-0,2200$, muy débil para afirmar una relación de todo el periodo evaluado.



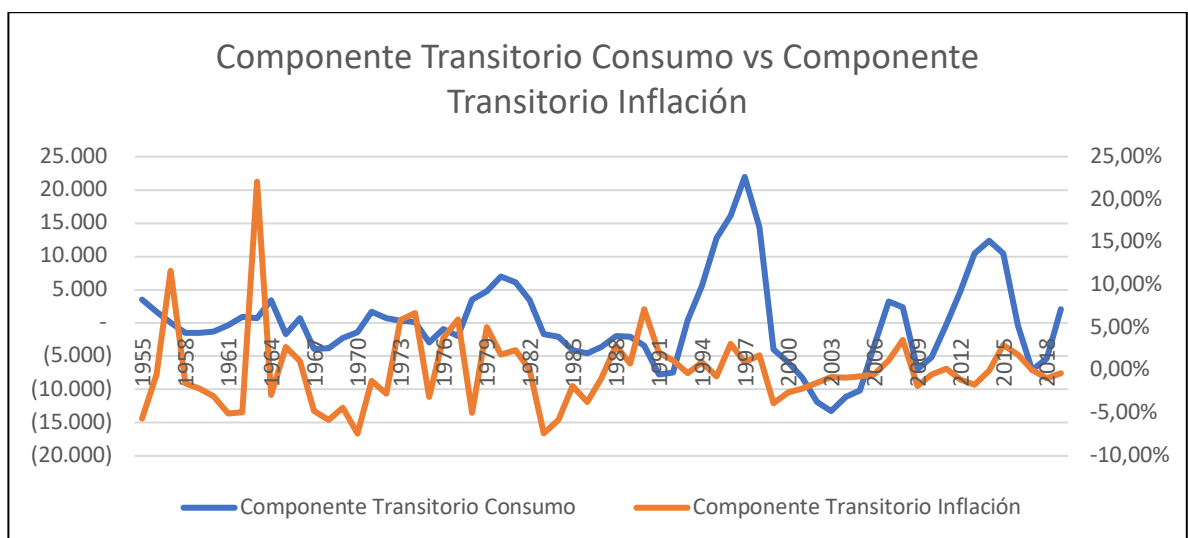
Gráfica 2. Construcción propia con datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Para complementar el análisis del primer ejercicio se extrajeron los componentes permanentes del consumo (r_{conna}) y de la inflación anual. La grafica 3 expone un crecimiento de ambas variables entre 1955 y 1988; sin embargo, a partir de 1988 la inflación comienza a tener una tendencia negativa mientras que el consumo continúa creciendo. Es decir que en la primera mitad de la gráfica se evidencia una correlación positiva, mientras que en la segunda mitad una correlación negativa. Estadísticamente muestra un coeficiente de correlación de $-0,4979$, es decir que no se puede establecer una correlación en el periodo estudiado; en efecto, la tendencia del consumo no cambia a pesar del cambio del comportamiento de la inflación.



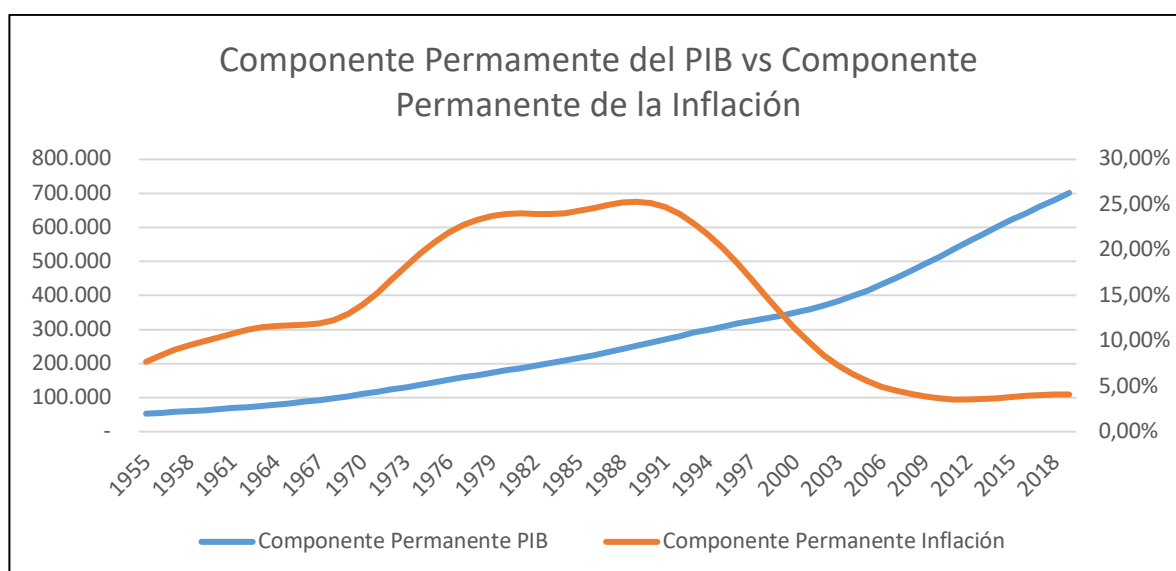
Gráfica 3. Construcción propia con datos de la Penn World Table 10.01 y el filtro Hodrick-Prescott.

Para ahondar, también se elaboró una gráfica para evaluar el comportamiento de los componentes transitorios del consumo y de la inflación en las series de frecuencia anual. Esta gráfica 4 no permite sacar mayor conclusión debido a que no es visible ningún efecto de correlación. Más aún cuando, el coeficiente de correlación es 0,1537, no es estadísticamente significativo.



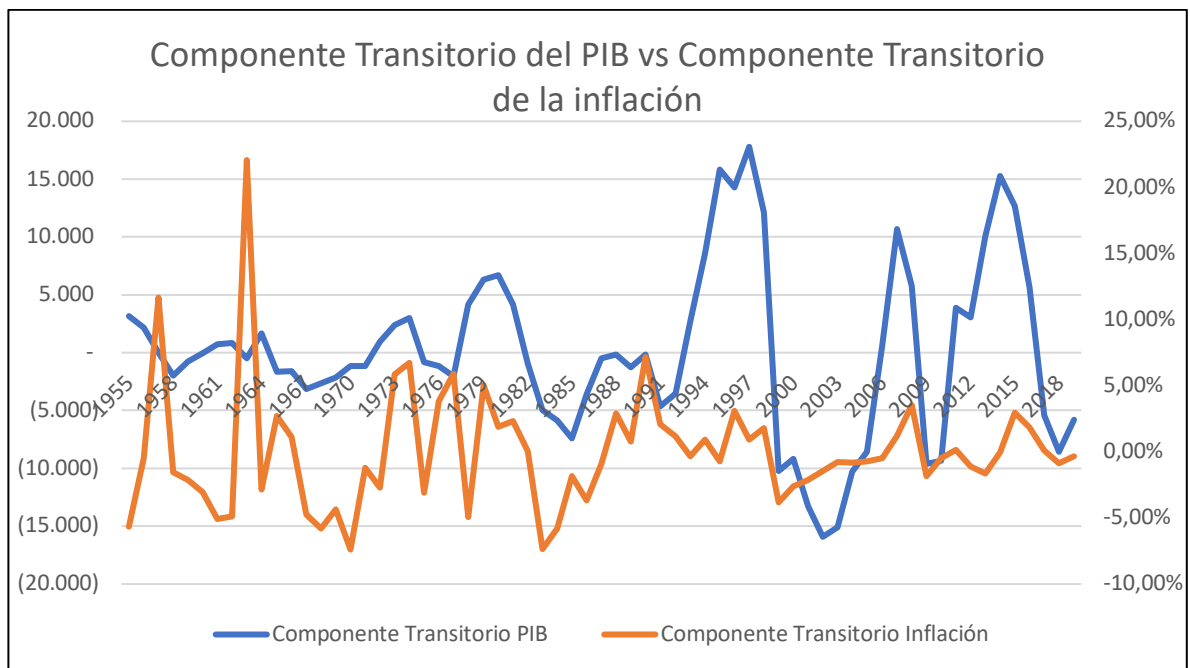
Gráfica 4. Construcción propia con datos de la Penn World Table 10.01 y el filtro Hodrick-Prescott.

Adicionalmente se elaboró una gráfica con el componente permanente del PIB real entre 1955 y 2019, junto con la inflación anual, esto con la intención de evaluar la relación de la inflación con el componente permanente del PIB. Aunque la gráfica 5 inicialmente es muy similar a la del consumo versus la inflación, con una primera mitad en donde ambas variables crecen y una segunda donde tienen comportamiento acíclico, esta comparación muestra un coeficiente de correlación de -0,5101. Así, sin embargo, al igual que con la gráfica 3, no se obtienen resultados concluyentes para el mediano plazo pero, dado tal resultado, no se puede descartar la hipótesis de neutralidad para el largo plazo (en este caso, el período 1955-2019).



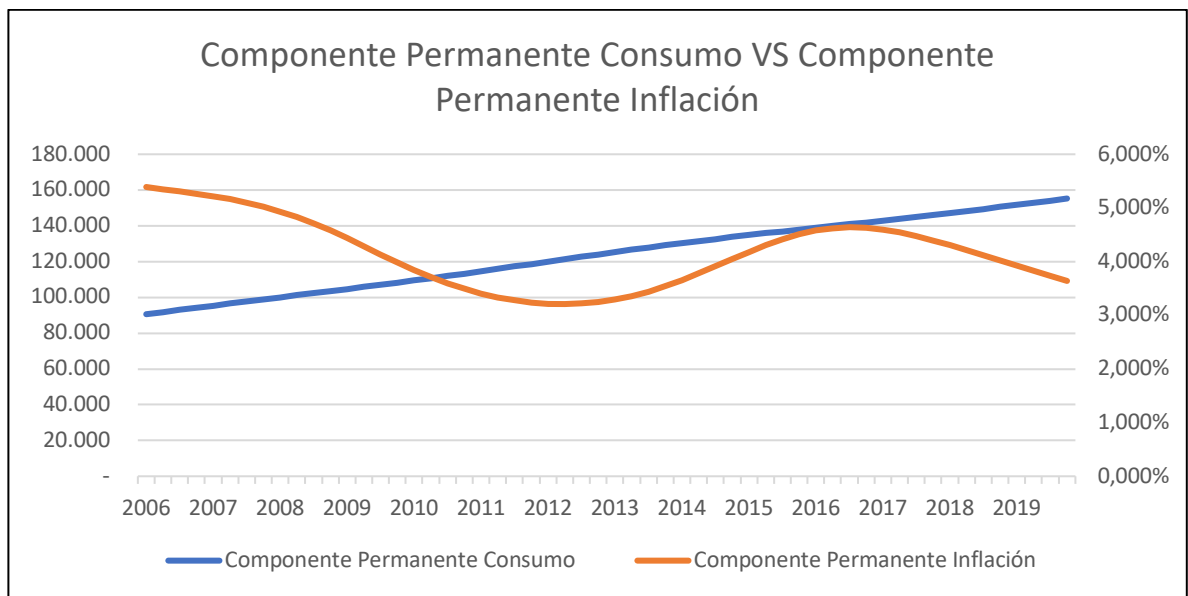
Gráfica 5. Construcción propia con datos de la Penn World Table 10.01 y el filtro Hodrick-Prescott.

Al igual que en el ejercicio entre el consumo y la inflación, se comparó el componente transitorio del PIB junto con el componente transitorio de la inflación. Similarmente no se encontró una correlación evidente gráficamente en la gráfica 6 y el coeficiente de correlación fue de 0,2118.



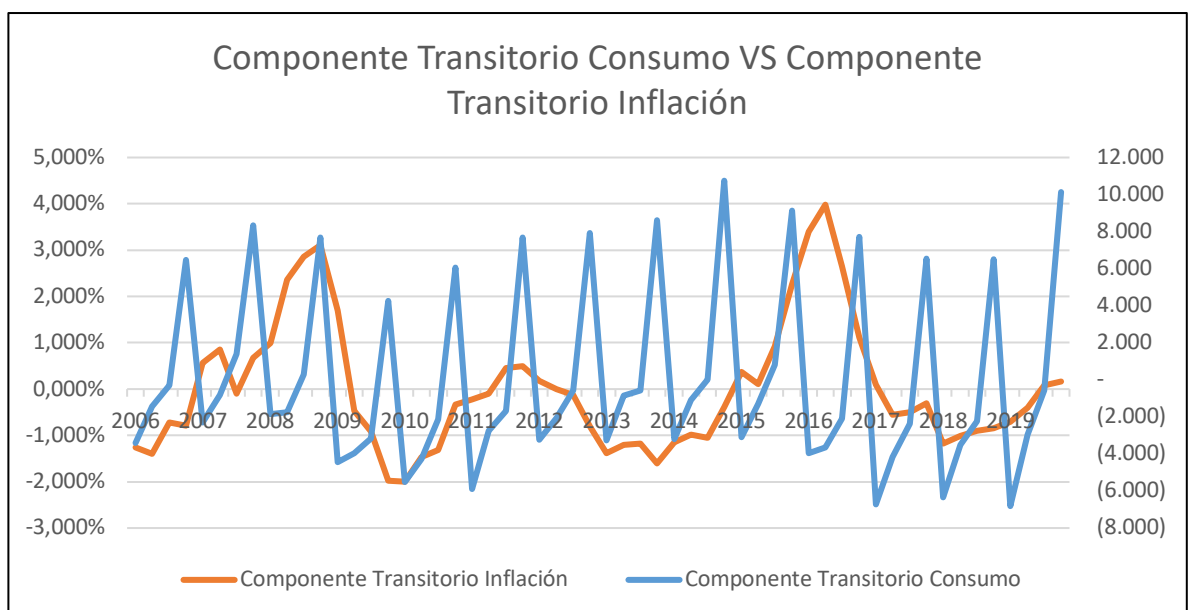
Gráfica 6. Construcción propia con datos de la Penn World Table 10.01 y el filtro Hodrick-Prescott.

Para el caso de las series trimestrales (2005-2019) se realizó el mismo ejercicio de los componentes permanentes y transitorios de las variables PIB, consumo real de los hogares más el consumo de las ISFLH e inflación. En la gráfica 7, la inicial de las series trimestrales, se compara el componente permanente del consumo contra el componente permanente de la inflación, y se puede observar como la inflación tiene un comportamiento cíclico con tendencia a la baja, mientras que el consumo parece tener un comportamiento al alza. Al no encontrar una relación gráfica, se obtuvo el coeficiente de correlación de $-0,3590$, que muestra que no hay una correlación significativa.



Gráfica 7. Construcción propia con datos del DANE y el filtro Hodrick-Prescott.

Al ser una serie trimestral, en la gráfica 8, se logra ver que el comportamiento del componente transitorio de la variable del consumo tiene estacionalidad, lo que dificulta evidenciar alguna relación con el componente transitorio de la inflación. Al calcular el coeficiente de correlación (0,0872), se confirma la no existencia de correlación entre ambas variables.



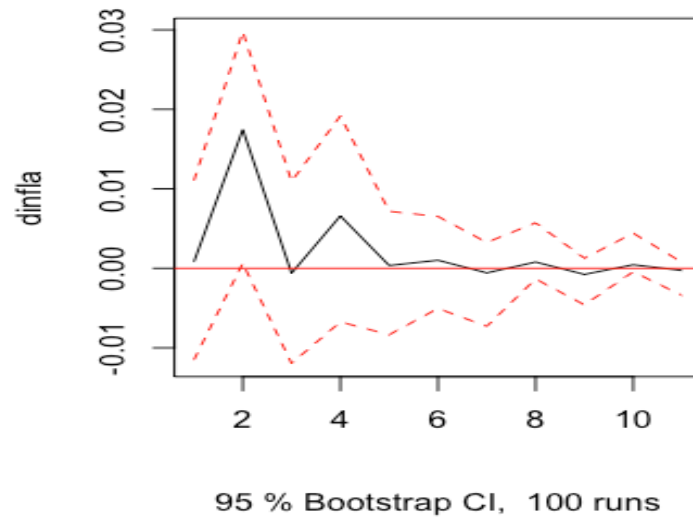
Gráfica 8. Construcción propia con datos del DANE y el filtro Hodrick-Prescott.

Al igual que en la serie anual, se realizó un ejercicio con los componentes permanentes y transitorios del PIB y de la inflación; sin embargo, los resultados fueron similares a los del ejercicio de consumo e inflación y no arrojaron nada concluyente, por lo que se dejaron los gráficos y el desarrollo en el anexo.

EJERCICIO 2

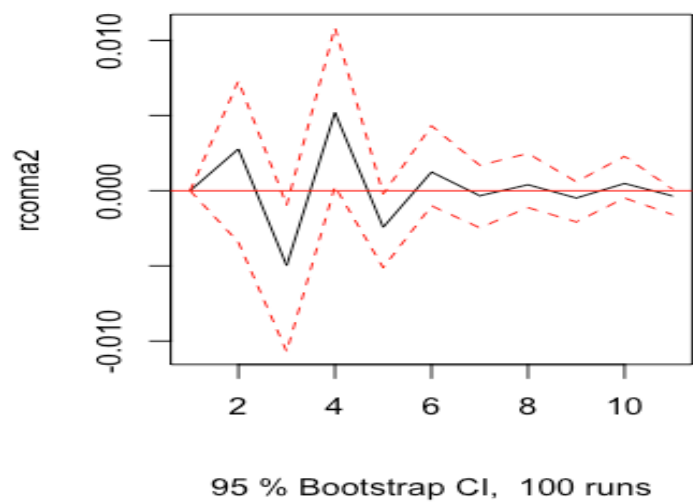
Para la parte dos del ejercicio se realizaron tres modelos vectoriales autorregresivos (VAR), cuyos resultados se evalúan mediante funciones de impulso-respuesta. El primero fue el del crecimiento del consumo vs la inflación, con las series de frecuencia anual entre 1955 y 2019. En la gráfica 9 se observa como inicialmente un *shock* en el crecimiento del consumo tiene un efecto positivo en la inflación al inicio del periodo; sin embargo, se vuelve estadísticamente no significativo inmediatamente. Por su parte, en la gráfica 10, un impulso en la inflación, en este mismo periodo, no tiene ningún efecto en la variable del crecimiento del consumo que sea estadísticamente significativo. De acuerdo con lo discutido en las secciones previas, es este último resultado el que tiene relación con el asunto de la neutralidad del dinero: tratar de percibir efectos significativos de mediano o largo plazo de una variable nominal asociada a dinero o política monetaria (en este caso, la inflación) sobre una variable real (el consumo real).

Impulso en el consumo y respuesta de la inflación; Serie Anual 1956-2019



Gráfica 9. Construcción propia con datos de la Penn World Table 10.01 y uso de la herramienta R.

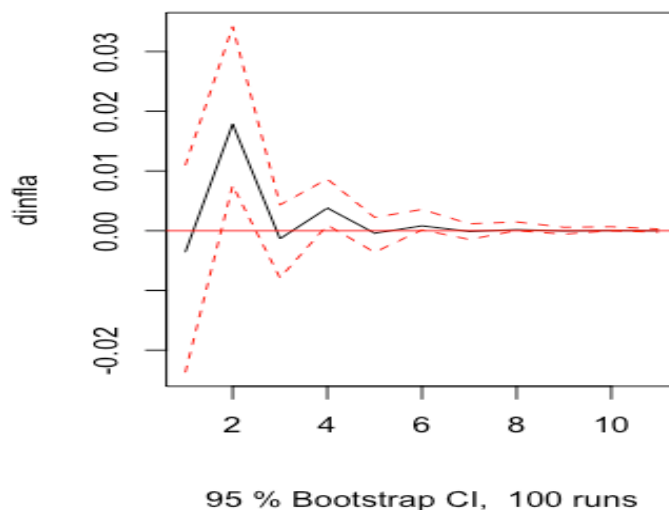
Impulso en la inflación y respuesta del consumo; Serie anual 1956-2019



Gráfica 10. Construcción propia con datos de la Penn World Table 10.01 y uso de la herramienta R.

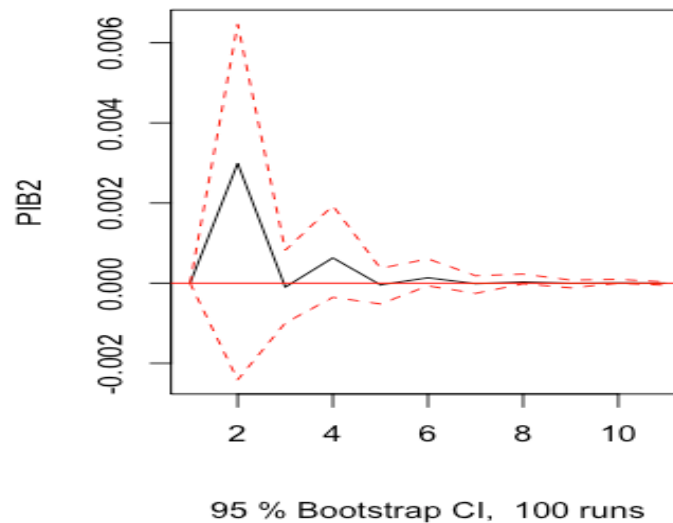
Posteriormente se analizaron las funciones de impulso-respuesta del modelo VAR con las series de frecuencia anual del crecimiento del PIB y de inflación, 1955 - 2019. En la gráfica 11 se evidencia como un impulso en el PIB tiene un efecto en la inflación estadísticamente significativo en la parte inicial; sin embargo, inmediatamente después tiene un efecto negativo que se pierde en la no significancia estadística del largo plazo. Por su parte la gráfica 12 muestra que un impulso en la inflación no genera ningún efecto estadísticamente significativo en la serie anual del crecimiento del PIB.

Impulso en el PIB y respuesta de la inflación; Serie anual 1956-2019



Gráfica 11. Construcción propia con datos de la Penn World Table 10.01 y uso de la herramienta R.

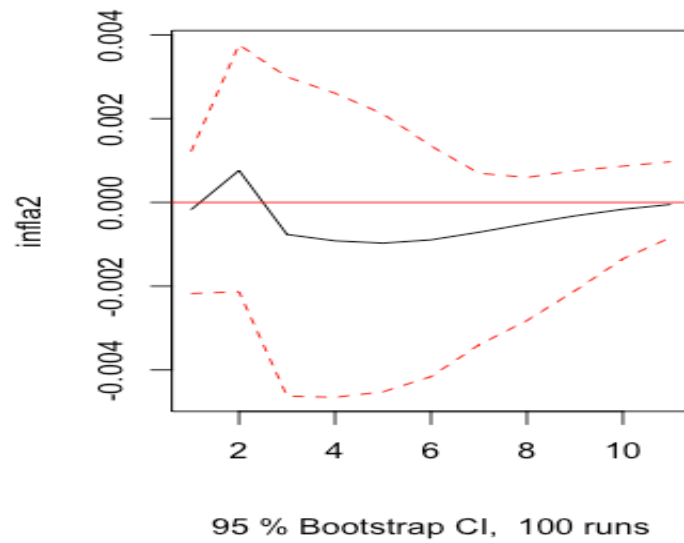
Impulso en la inflación y respuesta del PIB; Serie anual 1956-2019



Gráfica 12. Construcción propia con datos de la Penn World Table 10.01 y uso de la herramienta R.

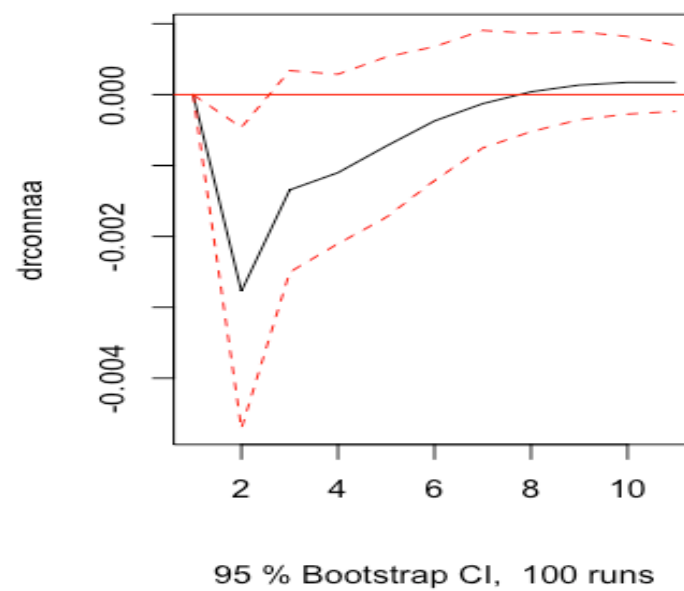
Por último, se evaluó lo que resulta de examinar las series trimestrales del crecimiento del consumo y de la inflación entre 2006 y 2019. Contrario a lo encontrado en las series anuales analizadas con anterioridad, en este caso un impulso en la variable crecimiento del consumo no muestra ningún efecto estadísticamente significativo en la inflación, mientras que en la gráfica 14 se observó que un impulso en la inflación muestra un impacto negativo estadísticamente significativo en el crecimiento del consumo en los primeros trimestres; es decir que un aumento de la inflación en el corto plazo sí tiene efectos negativos en el consumo; sin embargo, después de una leve recuperación del consumo se pierde la significancia para el resto del periodo.

Impulso del consumo y respuesta de la inflación; Serie trimestral 2006-2019



Gráfica 13. Construcción propia con datos del DANE y uso de la herramienta R.

Impulso de la inflación y respuesta del consumo; Serie trimestral 2006-2019



Gráfica 14. Construcción propia con datos del DANE y uso de la herramienta R.

CONCLUSIONES

- No se puede determinar una correlación significativa (ni positiva ni negativa) entre las variables del crecimiento del consumo y la inflación para series de frecuencia anual entre 1955-2019. De igual manera las gráficas que comparan los componentes permanentes del PIB y el consumo con el componente permanente de la inflación permiten pensar que la inflación no es un factor determinante de largo plazo del consumo ni del PIB.
- Para los análisis basados en series trimestrales de cuentas nacionales 2006-2019, la serie trimestral entre 2006 y 2019, los resultados cualitativos del ejercicio 1 fueron aproximadamente similares a los de las series de frecuencia anual; sin embargo, el resultado no es tan concluyente debido a que la tabla que compara el crecimiento del consumo con la inflación tiene segmentos de tiempo en los cuales se evidencia un comportamiento contracíclico. Con todo, los movimientos contracíclicos no son evidencia pertinente para rechazar la hipótesis de neutralidad de largo plazo, es decir, para todo el período 2006-2019.
- Los modelos VAR y las funciones de impulso respuesta de las series anuales del consumo y el PIB mostraron resultados que implican comportamientos diferente a los que se basan en series trimestrales.
- Las funciones de impulso respuesta de los modelos estimados con las series de frecuencia anual 1955 - 2019 implicaron que impulsos en el consumo y en el PIB generaban impactos positivos en la inflación; sin embargo, el caso contrario (impulsos en la inflación) no ocasionaron efectos en el crecimiento del consumo ni en el del PIB.
- Por su parte las funciones de impulso-respuesta del modelo que utiliza series trimestrales evidenciaron que impulsos en el crecimiento del consumo no ocasionaban respuestas estadísticamente significativas en la inflación,

mientras que un shock en la inflación si tenía un efecto negativo en el consumo, pero de corto plazo.

- Las funciones de impulso-respuesta de los modelos VAR, de las series de tiempo anuales y trimestrales, permiten aceptar que, en este caso puntual de la economía colombiana con las variables seleccionadas, el dinero o la política monetaria que lo guía tiene un comportamiento neutral en el largo plazo, mientras que en el corto plazo si existen efectos de los cambios nominales en las variables reales.

REFERENCIAS

Álvarez, S. L. (2022). *Probando la neutralidad del dinero en Colombia bajo un modelo VECM*. Repositorio Universidad Nacional de Colombia. <https://repositorio.unal.edu.co/handle/unal/82733>

Contreras Narciso, M. M., Forero, V., Gutiérrez, J. A. (2019). Neutralidad del dinero en Colombia 2000-2017: Enfoque desde el test de Granger y las funciones de impulso respuesta. *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*. XV (28). <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=409659500009>

Dopenke, M. & Schneider, M. (2006). Inflation and the redistribution of wealth. *Journal of Political Economy*, 114(6), 1069-1097.

Fisher, I. (1911). *The purchasing power of money*. Harry Gunnison Brown.

Friedman, M. (1953). Essays in Positive Economics. *The Economic Journal*, 64(256), 796-799.

Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472. <https://www.jstor.org/stable/1830192>

Hurtado, Á., & Marín, A. (2006). Un aporte al debate sobre la neutralidad del dinero: evidencia empírica del caso colombiano en el periodo 1970-2000. *Ensayos de Economía*, 35-53.

Keynes, J. M. (1986). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. Fondo de Cultura Económica.

Keynes, J.M (1996). *Breve Tratado Sobre la Reforma Monetaria*. Fondo de cultura económica.

León, M. J. (2000). La neutralidad del dinero desde una perspectiva histórica. *Investigación Económica*, 60(234), 115-164.

Mankiw, N. G. (2021). *Macroeconomía*. Cengage.

Belchoir Silva Moreira, T., Miranda Tabak, B., Jorge Mendoca, M., & Sachsida, A. (2016) An Evaluation of the Non-Neutrality of Money. *PLoS ONE* 11(3). doi: 10.1371/journal.pone.0145710

Palomino, A. F. (2005). *La Neutralidad del Dinero y la Dicotomía Clásica en la Macroeconomía*. Departamento de Economía, Pontificia Universidad Javeriana.

Patinkin, D. (1959). *DINERO, INTERES Y PRECIO*. Aguilar.

Ricardo, D. (1959). *Principios de economía política y tributación*. Fondo de cultura económica.

Rísquez, J. (2006). Keynes: la teoría cuantitativa y la no neutralidad del dinero. *Revista de Ciencias Sociales*, 12(2), 308-318. http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1315-95182006000200009&lng=es&tlng=es.

Williamson, S. (2012). *Macroeconomía*. Pearson Education.

Zúñiga, M. G., Vargas, P. L., & Rivas, G. A. (Diciembre de 2020). Impacto de la inflación y PIB per cápita en el gasto de consumo de los hogares de Ecuador, periodo 1990-2019. *Dominio de las ciencias*, 6(4), 31-45.

ANEXOS

VAR1 crecimiento consumo e inflación

VAR Estimation Results:

```
=====
Endogenous variables: rconna2, dinfla
Deterministic variables: const
Sample size: 61
Log Likelihood: 247.885
Roots of the characteristic polynomial:
0.7195 0.644 0.644 0.4692 0.4692 0.3375
Call:
VAR(y = var1, p = 3)
```

Estimation results for equation rconna2:

```
=====
rconna2 = rconna2.l1 + dinfla.l1 + rconna2.l2 + dinfla.l2 + rconna2.l3 +
dinfla.l3 + const
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
rconna2.l1	0.314320	0.132990	2.363	0.02173	*
dinfla.l1	0.053486	0.057096	0.937	0.35304	
rconna2.l2	0.303127	0.129421	2.342	0.02289	*
dinfla.l2	-0.079270	0.061401	-1.291	0.20220	
rconna2.l3	-0.179921	0.124887	-1.441	0.15545	
dinfla.l3	0.056929	0.055402	1.028	0.30874	
const	0.023884	0.007545	3.165	0.00254	**

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.02191 on 54 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.3296, Adjusted R-squared: 0.2551
F-statistic: 4.424 on 6 and 54 DF, p-value: 0.001044

Estimation results for equation dinfla:

```
=====
dinfla = rconna2.l1 + dinfla.l1 + rconna2.l2 + dinfla.l2 + rconna2.l3 +
dinfla.l3 + const
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
rconna2.l1	0.81980	0.31486	2.604	0.01188	*
dinfla.l1	-0.62757	0.13518	-4.643	2.24e-05	***
rconna2.l2	0.22379	0.30641	0.730	0.46833	
dinfla.l2	-0.29964	0.14537	-2.061	0.04411	*
rconna2.l3	0.08475	0.29567	0.287	0.77548	
dinfla.l3	0.09644	0.13117	0.735	0.46538	
const	-0.04943	0.01786	-2.767	0.00773	**

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05188 on 54 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.3711, Adjusted R-squared: 0.3012
F-statistic: 5.311 on 6 and 54 DF, p-value: 0.0002297

Covariance matrix of residuals:

```
      rconna2    dinfla
rconna2 4.802e-04 1.801e-05
dinfla  1.801e-05 2.691e-03
```

Correlation matrix of residuals:

```
      rconna2    dinfla
rconna2 1.00000 0.01584
dinfla  0.01584 1.00000
```

Justificación de los rezagos:

```
VARselect(var1, lag.max=10)
selection
AIC(n)  HQ(n)  SC(n) FPE(n)
   3       3       1       3
```

Se escogen 3 rezagos.

VAR2 Con crecimiento PIB e Inflación

VAR Estimation Results:

```
=====
Endogenous variables: PIB2, dinfla
Deterministic variables: const
Sample size: 63
Log Likelihood: 249.038
Roots of the characteristic polynomial:
0.4755 0.4423
Call:
VAR(y = var2, p = 1)
```

Estimation results for equation PIB2:

```
=====
PIB2 = PIB2.l1 + dinfla.l1 + const
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
PIB2.l1	0.394878	0.116717	3.383	0.00127 **
dinfla.l1	0.052628	0.040225	1.308	0.19574
const	0.024610	0.005403	4.555	2.62e-05 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.02078 on 60 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.1784, Adjusted R-squared: 0.1511
F-statistic: 6.516 on 2 and 60 DF, p-value: 0.002749

Estimation results for equation dinfla:

```
=====
dinfla = PIB2.l1 + dinfla.l1 + const
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
PIB2.l1	0.78450	0.31952	2.455	0.016996 *
dinfla.l1	-0.42805	0.11012	-3.887	0.000256 ***
const	-0.03234	0.01479	-2.186	0.032703 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0569 on 60 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.2631, Adjusted R-squared: 0.2385
F-statistic: 10.71 on 2 and 60 DF, p-value: 0.0001053

Covariance matrix of residuals:

	PIB2	dinfla
PIB2	4.320e-04	-7.483e-05
dinfla	-7.483e-05	3.237e-03

Correlation matrix of residuals:

	PIB2	dinfla
PIB2	1.00000	-0.06327
dinfla	-0.06327	1.00000

Justificación de los rezagos:

```
VARselect(var2, lag.max=10)
selection
AIC(n)  HQ(n)  SC(n)  FPE(n)
1        1        1        1
```

Se escogen 1 rezagos

VAR 3 Serie trimestral con crecimiento consumo e inflación

VAR Estimation Results:

```
=====
Endogenous variables: drconna, infla
Deterministic variables: const
Sample size: 53
Log Likelihood: 370.923
Roots of the characteristic polynomial:
0.7735 0.7735 0.2817 0.2817
Call:
VAR(y = var1, p = 2)
```

Estimation results for equation drconna:

```
=====
drconna = drconna.l1 + infla.l1 + drconna.l2 + infla.l2 + const
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
drconna.l1	-0.358568	0.143650	-2.496	0.0160 *
infla.l1	-0.449349	0.181131	-2.481	0.0167 *
drconna.l2	-0.002268	0.146582	-0.015	0.9877
infla.l2	0.272015	0.184719	1.473	0.1474
const	0.006950	0.003765	1.846	0.0711 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.009568 on 48 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.2059, Adjusted R-squared: 0.1398
F-statistic: 3.112 on 4 and 48 DF, p-value: 0.02346

Estimation results for equation infla:

```
=====
infla = drconna.l1 + infla.l1 + drconna.l2 + infla.l2 + const
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
--	----------	------------	---------	----------

```

drconna.l1  0.106397    0.092679    1.148    0.2566
infla.l1    1.448863    0.116860   12.398   < 2e-16 ***
drconna.l2 -0.169506    0.094570   -1.792    0.0794 .
infla.l2    -0.601127    0.119175   -5.044   6.94e-06 ***
const       0.006187    0.002429    2.547    0.0141 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Residual standard error: 0.006173 on 48 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.8867, Adjusted R-squared: 0.8772
F-statistic: 93.88 on 4 and 48 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	drconna	infla
drconna	9.154e-05	-1.678e-06
infla	-1.678e-06	3.810e-05

Correlation matrix of residuals:

	drconna	infla
drconna	1.00000	-0.02841
infla	-0.02841	1.00000

Justificación de los rezagos:

```

VARselect(var1, lag.max=10)
selection
AIC(n)  HQ(n)  SC(n)  FPE(n)
2       2      1      2

```

Se escogen 2 rezagos.