

Efectos de las variables macroeconómicas sobre la desigualdad para Colombia y EE. UU.
en el periodo 2010-2023

María Alejandra Rodríguez Aldana

304074122

Tomás Alejandro Álvarez Vega

304003122

Trabajo de grado presentado como requisito para optar por el título de Economista

Tutor:

Nelson Manolo Chávez



Universidad Colegio Mayor de Cundinamarca

Facultad de Administración y Economía

Programa de Economía

Bogotá D.C. 2025

Quiero dedicarle este trabajo a mi madre Maritza Ismenia Vega Rincón por apoyarme y amarme en cada decisión que tomo. A mi abuela Luz Marina Rincón Castañeda por ofrecerme su cariño y sabiduría cada día. A mi novia María Alejandra por acompañarme, ofrecerme en entregar este trabajo juntos y ser parte fundamental de lo que soy hoy en día. A mi abuelo Roberto Silvio Guerrero que desde el cielo le agradezco por inculcarme el amor a la academia.

Espero que cada paso que doy en la vida sea recompensarles todo lo que me han dado.

Tomás

Dedico este trabajo a mis padres Ana Aldana y Wilson Rodríguez por sus enseñanzas, apoyo y amor en cada meta que me propongo. A mi hermana Sharon por su compañía, confianza y paciencia en cada traspasada. A la danza, Richi y mis compañeros que fueron la recarga de energía y claridad durante estos meses. A mi pareja y compañero de monografía por su serenidad y apoyo en esta travesía. A ustedes, gracias por ser mi raíz, mi impulso y mi refugio.

Nada de esto habría sido posible sin su apoyo incondicional.

Alejandra

Expresamos nuestro sincero agradecimiento a Manolo Chávez, quien fue nuestro tutor, por compartir sus conocimientos con dedicación y acompañarnos con compromiso a lo largo de este proceso.

Índice de contenido

Resumen.....	6
Abstract.....	6
1. Introducción.....	7
2. Marco Teórico.....	10
3. Literatura Empírica.....	16
4. Metodología.....	22
4.1 Descripción de variables.....	22
4.2 Hechos Estilizados.....	35
4.3 Estimación del modelo VAR y pruebas de robustez.....	38
4.4 Análisis impulso-respuesta.....	40
4.4.1 Colombia.....	41
4.4.2 Estados Unidos.....	45
5. Conclusión.....	49
6. Recomendaciones.....	51
7. Referencias.....	52
8. Anexos.....	59

Índice de figuras

Figura 1. Curva de Lorenz Colombia en 2023.....	29
Figura 2. Curva de Lorenz EE.UU. en 2023.....	30
Figura 3. Evolución de indicadores de distribución, política monetaria y actividad económica en Colombia, 2010–2023.....	33
Figura 4. Evolución de indicadores de distribución, política monetaria y actividad económica en Estados Unidos, 2010–2023.....	39
Figura 5. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de política monetaria sobre la DFI para Colombia	46
Figura 6. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de política monetaria sobre el GINI para Colombia	47
Figura 7. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de desempleo sobre la DFI para Colombia	48
Figura 8. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de desempleo sobre el GINI para Colombia	49
Figura 9. Función Impulso-respuesta de un aumento en la carga impositiva sobre la DFI para Colombia	50
Figura 10. Función Impulso-respuesta de un aumento en la carga impositiva sobre el GINI para Colombia	51
Figura 11. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de inversión sobre la DFI para Colombia	52
Figura 12. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de inversión sobre el GINI para Colombia.....	53
Figura 13. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de política sobre la DFI de Estados Unidos.....	54

Figura 14. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de política sobre el GINI de Estados Unidos.....	55
Figura 15. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de desempleo sobre la DFI de Estados Unidos	56
Figura 16. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de desempleo sobre el GINI de Estados Unidos	57
Figura 17. Función Impulso-respuesta de un aumento en la carga impositiva sobre el GINI de Estados Unidos	58
Figura 18. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de inversión sobre el GINI de Estados Unidos.....	59

Índice de tablas

Tabla 1. Coeficientes de correlación de la DFI y el Índice de Gini frente a TIP, TD, inversión e impuestos e Colombia y Estados Unidos.....	42
Tabla 2. Prueba de raíz unitaria en niveles con intercepto para Colombia.....	72
Tabla 3. Prueba de raíz unitaria en niveles con intercepto para Estados Unidos.....	72
Tabla 4. Pruebas de longitud de rezagos para Colombia.....	73
Tabla 5. Pruebas de longitud de rezagos para Estados Unidos.....	73
Tabla 6. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Colombia VAR_TIP.....	73
Tabla 7. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Colombia VAR_DES.....	74
Tabla 8. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Colombia VAR_IMP.....	74
Tabla 9. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Colombia VAR_IMV.....	74
Tabla 10. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Estados Unidos VAR_TIP.....	75
Tabla 11. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Estados Unidos VAR_DES.....	75
Tabla 12. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Estados Unidos VAR_IMP.....	75
Tabla 13. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Estados Unidos VAR_INV.....	75
Tabla 14. Prueba de Correlación Serial multivariada: Prueba del Multiplicador de Lagrange para Colombia.....	76
Tabla 15. Prueba de Correlación Serial multivariada: Prueba del Multiplicador de Lagrange para Estados Unidos.....	76
Tabla 16. Prueba de Heteroscedasticidad para Colombia.....	77
Tabla 17. Prueba de Heteroscedasticidad para Estados Unidos.....	77

Tabla 18. Pruebas de normalidad para Colombia.....	78
Tabla 19. Pruebas de normalidad para Estados Unidos.....	78
Tabla 20. Prueba de causalidad de Granger para Colombia.....	79
Tabla 21. Prueba de causalidad de Granger para Estados Unidos.....	79

Resumen

El estudio analiza cómo el desempleo, la inversión privada, el crecimiento del recaudo tributario y la tasa de interés de política inciden en la desigualdad medida por el índice de Gini y la distribución funcional del ingreso en Colombia y Estados Unidos entre 2010 y 2023 mediante un modelo VAR. Los resultados indican que el desempleo y la política monetaria contractiva deterioran la distribución del ingreso en ambos países, con efectos más marcados en Colombia; el aumento del recaudo tributario profundiza la desigualdad en Colombia, pero la reduce en Estados Unidos; y la inversión privada contribuye a mejorar ambas medidas en los dos casos. Estas divergencias reflejan diferencias estructurales entre sus economías. En términos de política, el análisis sugiere una postura monetaria menos contractiva cuando la inflación se acerca a la meta, priorizando el producto y el empleo para evitar retrocesos distributivos. Asimismo, la inclusión financiera y la promoción del empleo formal operan como actores clave para mitigar efectos regresivos y mejorar la transmisión monetaria. Finalmente, se recomienda no solo un recaudo justo, sino también una redistribución eficiente y transparente que reduzca las brechas de ingreso.

Palabras clave: Políticas económicas, distribución funcional del ingreso, desigualdad.

Clasificación JEL: D63, E12, E25, E43, E63.

Abstract

The study analyzes how unemployment, private investment, tax revenue growth, and the policy interest rate affect inequality, as measured by the Gini index, and the functional distribution of income in Colombia and the United States between 2010 and 2023, using a VAR model. The results indicate that unemployment and contractionary monetary policy worsen income distribution in both countries, with more pronounced effects in Colombia; increased tax revenue deepens inequality in Colombia but reduces it in the United States; and private investment contributes to improving both measures in both cases. These divergences reflect structural differences between their economies. In policy terms, the analysis suggests a less contractionary monetary stance when inflation approaches the target, prioritizing output and employment to avoid distributional setbacks. Likewise, financial inclusion and the promotion of formal employment act as key factors in mitigating regressive effects and improving monetary transmission. Finally, the study recommends not only fair tax collection but also efficient and transparent redistribution to reduce income gaps.

Keywords: Economic policies, functional income distribution, inequality.

1. Introducción

Históricamente, en países como Colombia y Estados Unidos, las políticas macroeconómicas han estado orientadas a garantizar la estabilidad de precios y promover el crecimiento y el empleo. La política monetaria, en particular, ha sido clave en la regulación de la economía a través del manejo de la tasa de interés, como lo evidencia el enfoque de la Reserva Federal de los Estados Unidos (FED, 2021) y el régimen de inflación objetivo del Banco de la República de Colombia. No obstante, el impacto redistributivo de estas políticas ha sido poco explorado de forma integral, especialmente en países con estructuras económicas distintas.

Estados Unidos, con una economía avanzada y una estructura financiera más consolidada, ha implementado políticas monetarias ortodoxas con relativo éxito en el fomento del bienestar social. La última tasa de inflación en EE. UU del 2024 fue de 2.9% (Bloomberg, 2025) gracias a la regulación de la FED mediante las tasas de interés. Sin embargo, aún persisten notables brechas de desigualdad, en 2022, el índice de Gini de Estados Unidos fue de 0.415 (Banco Mundial, 2025).

En otro escenario se encuentra Colombia, cuya meta de inflación es del 3% anual y aplica una metodología de política monetaria similar a la de Estados Unidos (BanRep, 2025), su inflación el último año fue de 5.20% (BanRep, 2025), lo que, aunque superior a la meta, representa un avance significativo frente a los niveles de inflación de dos dígitos registrados en décadas anteriores. Sumado a esto, el índice de Gini en 2023 es de 0.55 (CEPAL, 2024) es decir, 10 puntos superior al registrado por Estados Unidos, reflejando una distribución del ingreso desde una medición ortodoxa más desigual.

Estudios recientes advierten que las decisiones de política macroeconómica pueden afectar de manera diferenciada a asalariados y rentistas, profundizando las brechas socioeconómicas (Albert et al., 2017; Villarreal, 2018). Por ejemplo, la política de tasas de interés elevadas para controlar la inflación puede disminuir la inversión, aumentar el desempleo y debilitar la posición de los trabajadores, especialmente en sectores informales o menos protegidos. En contraste, en períodos de expansión monetaria, el acceso desigual al crédito y a activos financieros puede favorecer a los hogares de mayores ingresos, incrementando la concentración de riqueza (Domanski et al., 2016).

Es decir que el aumento de los precios tiende a amplificar los efectos adversos de la política monetaria, y su impacto elevado puede obstaculizar el desarrollo económico (Ridhwan et al., 2010). Mantener los niveles óptimos de la tasa de interés es prioridad para los encargados de política monetaria, pues controlar la inflación contribuye a disminuir los costos sociales y productivos derivados de su volatilidad; no obstante, tras la crisis de 2008, derivada del colapso hipotecario, la riqueza neta de los hogares más ricos creció significativamente más rápido que la de los hogares pobres: dos veces más en Alemania e Italia, cuatro veces en Estados Unidos y cinco veces en Francia (Domanski et al., 2016). Esto evidencia que, en los países desarrollados, la crisis profundizó la desigualdad, afectando especialmente a los activos y pasivos de los hogares más vulnerables.

De igual modo, las políticas fiscales que no priorizan la redistribución, en conjunto con el ciclo económico (donde los períodos recesivos intensifican las desigualdades) contribuyen a perpetuar brechas socioeconómicas, Cortes (2020) encontró que tanto los impuestos indirectos como los directos, por la existencia de exenciones y beneficios para las personas y empresas con altos ingresos, contribuyen a una estructura tributaria regresiva, afectando más a los trabajadores

que al capital en el caso Colombiano. Así mismo, tanto mujeres como poblaciones de bajos ingresos son desproporcionadamente afectadas, lo que refuerza patrones de exclusión y desigualdad estructural (Villarreal, 2018), esto resalta la importancia de analizar la interacción entre política monetaria, fiscal y ciclo económico para evaluar si las estrategias actuales promueven de manera efectiva el bienestar general.

En este contexto, resulta relevante analizar cómo las principales variables macroeconómicas inciden en la desigualdad desde dos enfoques complementarios: la medición tradicional del índice de Gini y la perspectiva postkeynesiana de la distribución funcional del ingreso (DFI). Mientras el Gini refleja la desigualdad del ingreso entre los hogares, la DFI permite examinar la participación relativa del trabajo y el capital en el ingreso nacional. Este análisis adquiere mayor profundidad al comparar países con estructuras y dinámicas económicas distintas, como Colombia y Estados Unidos, en el marco de sus decisiones macroeconómicas.

Frente a este panorama, esta investigación plantea la siguiente pregunta: ¿Cuáles son los efectos de las variables macroeconómicas sobre la distribución funcional del ingreso y el coeficiente de Gini en Colombia y Estados Unidos entre 2010 y 2023?

Objetivo General

Analizar los efectos de las variables macroeconómicas sobre la distribución funcional del ingreso y el coeficiente de Gini para Colombia y EE. UU. en el periodo 2010-2023.

Objetivos Específicos

1. Caracterizar la relación entre la tasa de interés de política monetaria, la tasa de desempleo, la inversión y la carga tributaria con los indicadores de distribución funcional del ingreso y el índice de Gini en Colombia y Estados Unidos.

2. Estimar el efecto de estas variables macroeconómicas sobre la DFI y el índice de Gini en ambos países.
3. Formular recomendaciones de política macroeconómica basadas en la evidencia empírica, orientadas a mejorar la distribución del ingreso y reducir la desigualdad.

El abordaje de esta investigación responde a la creciente necesidad de repensar el papel de las políticas macroeconómicas en contextos de alta desigualdad. Aunque tradicionalmente se ha considerado que el objetivo principal de estas políticas es garantizar la estabilidad económica, sus efectos distributivos no deben subestimarse. La tasa de interés, por ejemplo, no solo afecta la inflación, sino también los costos del crédito, el empleo y la inversión, incidiendo directamente sobre el ingreso de los hogares y su capacidad de acumulación de riqueza (Pivetti, 1990; como se citó en Moreno, 2014).

Adicionalmente, desde una perspectiva de función de pérdida social, cuando la producción y la inflación se desvían de sus niveles óptimos, se generan costos económicos y sociales que pueden afectar la estabilidad de los ingresos provocando una redistribución arbitraria de la riqueza entre deudores y acreedores (Sorensen et al, 2008). No obstante, poco se ha investigado actualmente sobre la relación entre política monetaria y distribución del ingreso debido a la alta aceptación del paradigma neoclásico y las estrategias promovidas en el consenso de Washington (Moreno, 2014). En este contexto, la relevancia de esta investigación radica en examinar el papel de las políticas monetarias y tributarias como un factor clave en la distribución del ingreso, especialmente en países con estructuras económicas y sociales contrastantes.

Estudios como el de Vigoya et al. (2023) evidencian que un aumento en las tasas de interés contribuye al deterioro de la distribución funcional del ingreso en los sectores secundario

y terciario de la economía colombiana. Este efecto se atribuye tanto al poder de mercado del sistema financiero como al debilitamiento de la posición de los asalariados frente a los empleadores. Hasta ahora, diversas investigaciones coinciden en que los shocks expansivos de política monetaria tienden a reducir la desigualdad de ingresos al incentivar el empleo y mejorar los salarios. No obstante, para el caso estadounidense, dichos shocks han mostrado un efecto contrario sobre la desigualdad de la riqueza y no han generado un impacto significativamente positivo sobre la desigualdad de renta (Albert, 2023). Estos hallazgos subrayan la necesidad de profundizar en el análisis del impacto de la política monetaria sobre la distribución del ingreso, especialmente en contextos como el colombiano y el estadounidense, donde la desigualdad representa un desafío estructural persistente.

Por otra parte, la investigación permitirá obtener un diagnóstico de los efectos de las variables macroeconómicas sobre la distribución del ingreso desde dos perspectivas complementarias: una medición tradicional, como el índice de Gini, y una visión postkeynesiana, centrada en la distribución funcional del ingreso (DFI). La comparación de ambas mediciones cobra importancia, ya que la formación del índice de Gini medido por la CEPAL proviene de las encuestas a los hogares, en cambio la DFI proviene de las rentas de los factores y el excedente bruto de explotación (Lora et al, 2023; Abeles et al., 2017), esta doble aproximación permite una visión más integral de los efectos distributivos, en particular, comprender cómo la política monetaria, el desempleo, la inversión y la carga tributaria, afectan la distribución del ingreso desde estos dos enfoques contribuirá a una mejor evaluación del impacto de las decisiones de política macroeconómica sobre la equidad económica y social. Con ello, esta investigación busca aportar evidencia para el diseño de políticas orientadas a un desarrollo más inclusivo.

4. Marco teórico

El análisis de la relación entre política económica y distribución del ingreso requiere comprender las bases teóricas que han orientado tanto el diseño como la evaluación de las decisiones macroeconómicas. Esta sección presenta un análisis comparado de los enfoques neoclásico y postkeynesiano, que ofrecen visiones contrastantes sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria y fiscal, así como de sus efectos distributivos. A su vez, se contextualizan estos enfoques en modelos institucionales como el Consenso de Washington y el régimen de metas de inflación, que han guiado el accionar de los bancos centrales en las últimas décadas. Esta revisión no solo permite identificar las limitaciones y alcances de cada perspectiva, sino que constituye un insumo fundamental para interpretar analíticamente el impacto de la política macroeconómica sobre la equidad económica, especialmente en países con trayectorias y estructuras socioeconómicas diferenciadas como Colombia y Estados Unidos.

Los conceptos de política monetaria han sido objeto de amplio debate en la teoría económica, especialmente a partir de los aportes de Milton Friedman y John Maynard Keynes. Friedman (1968) argumenta que la inflación es un fenómeno monetario, lo que implica que un control efectivo de la oferta monetaria es esencial para la estabilidad económica. Por otro lado, Keynes (1943) enfatiza la necesidad de intervención estatal para manejar la demanda agregada, sugiriendo que las políticas monetarias pueden ser herramientas efectivas para estimular el crecimiento en tiempos de recesión. Estas dos visiones configuran el punto de partida del debate moderno sobre la orientación de la política económica frente a escenarios de crisis o expansión.

Tras la crisis de la deuda en América Latina en la década de 1980, el paradigma neoliberal cobró protagonismo con la formulación del Consenso de Washington (CW) en 1989,

liderado por John Williamson e instituciones como el Fondo Monetario Internacional, el Departamento del Tesoro de los EE. UU. y el Banco Mundial (Martínez y Soto, 2012). Este programa arguye que la combinación de políticas de liberalización y estabilización no sólo impulsan el crecimiento económico, sino que contribuyen a la reducción de la pobreza y la inequidad.

Según el CW evitar déficits elevados que generan inflación es esencial para cumplir estos objetivos. Por ello, la independencia de los bancos centrales es clave para que estos puedan aplicar políticas monetarias restrictivas cuando sea necesario, con el fin de mantener la estabilidad de precios (Martínez y Soto, 2012). Específicamente su función es seguir un régimen de inflación objetivo usando como herramienta la tasa de interés, sin interferencias políticas, así se garantiza la estabilidad económica y la credibilidad de la política monetaria evitando que los gobiernos usen la emisión de dinero para financiar déficits fiscales.

De esta forma todo país que promoviera estas políticas lograría reducir el déficit y la inflación, ya que, al mantener un presupuesto equilibrado se fomenta la estabilidad económica, aumenta la confianza de los inversionistas y se estimula la entrada de capital extranjero (Martínez y Soto, 2012). Este proceso se ve fortalecido por la liberalización del comercio y un tipo de cambio competitivo, creando un entorno propicio para el crecimiento.

En este contexto, surge la Regla de Taylor como un marco normativo para la política monetaria, aunque los estados disponen la base monetaria, estos no pueden tener control total del agregado (M2) “el cual afecta la demanda agregada, así que su estudio con el gasto total dejó de aplicarse mucho tiempo atrás y empezaron a usar un mecanismo más eficaz como la tasa de interés por parte de los bancos centrales” (Romer, 2006, p. 539). Formulada por John B. Taylor en 1993, esta regla establece una relación sistemática entre la tasa de interés de referencia y

variables macroeconómicas como la inflación y la brecha del producto (Taylor, 1993). Su objetivo es proporcionar a los bancos centrales una guía para ajustar las tasas de interés de manera que se logre la estabilidad de precios y el crecimiento económico sostenible. Lo que propone la regla de Taylor es una función lineal de la tasa nominal menos la inflación igual a la tasa de interés real, más las alteraciones del nivel de precios y del producto de los niveles “meta”, esta función presenta una relación directa con ambas variables en pro de controlar los ciclos económicos, si se aleja del nivel de precios y/o el producto deseado se aumenta o disminuye la tasa de política (Taylor, 1993).

Tal como se ha mencionado, y siguiendo a Sorensen et al. (2008), las políticas de estabilización surgen por la aversión de los responsables de la política monetaria y su electorado frente a las fluctuaciones en la producción, el empleo y la inflación, debido a las consecuencias negativas que estas generan. Tales variaciones se reflejan en la función de pérdida social, que mide el costo para la sociedad cuando la producción y la inflación se desvían de los niveles deseados, como el pleno empleo y una inflación estable.

Desde esta perspectiva, las oscilaciones en la producción resultan especialmente problemáticas, pues afectan la estabilidad de la renta y el consumo. Como los consumidores suelen priorizar evitar caídas en el consumo antes que alcanzar niveles altos, una política de estabilización que mitigue estas fluctuaciones puede mejorar su bienestar al favorecer un consumo más uniforme. De manera similar, las fluctuaciones cíclicas del empleo afectan negativamente el bienestar social, considerando que las pérdidas en una recesión suelen superar las ganancias de una expansión equivalente. Así, una política de estabilización que minimice estas oscilaciones contribuye a mantener el empleo cercano a su nivel natural, en beneficio de la sociedad (Sorensen et al., 2008).

Asimismo, las variaciones en la inflación también perjudican el bienestar al modificar inesperadamente las tasas de rendimiento reales, lo cual induce decisiones económicas desfavorables y redistribuye la riqueza de manera arbitraria entre deudores y acreedores. Aunque la indexación de contratos podría mitigar estos efectos, su implementación es compleja, especialmente cuando trabajadores y empresarios prefieren índices de precios distintos para ajustar salarios y costos (Sorensen et al., 2008).

Reducir la pérdida social, desde la visión neoclásica, no sólo promueve un entorno económico más estable, sino que también ayuda a disminuir las disparidades en la distribución del ingreso. Al minimizar las fluctuaciones en el empleo, la producción y el poder adquisitivo, se promueve una distribución más equitativa de los ingresos, lo cual beneficia tanto a trabajadores como a empresarios y reduce las tensiones derivadas de la inestabilidad económica.

Si bien el enfoque neoclásico centra su atención en la estabilidad macroeconómica como medio para reducir la pérdida social, la escuela postkeynesiana ofrece una visión alternativa al destacar el papel estructural de la política monetaria en la configuración de la distribución del ingreso.

Según la teoría postkeynesiana derivada de Kalecki, y sin considerar la intervención gubernamental, el producto nacional se divide principalmente entre el consumo de los trabajadores y las ganancias de los capitalistas. Como señala Moore (1989), "los trabajadores gastan lo que reciben y los capitalistas obtienen lo que gastan". Desde esta perspectiva, el nivel de empleo depende directamente de la demanda agregada, mientras que los salarios reales se determinan en función de los costos unitarios.

En este marco, la política monetaria desempeña un papel crucial, ya que las tasas de interés afectan la inversión, influyendo así tanto en el empleo como en la distribución de la

riqueza. A diferencia de la teoría neoclásica, que sostiene que la distribución del ingreso responde a la productividad marginal de los factores, la visión postkeynesiana subraya la importancia de la política monetaria en aspectos como el acceso al crédito, la inflación, los salarios y la rentabilidad del capital (Moore, 1989). Estos elementos pueden favorecer de manera diferenciada a trabajadores o propietarios de activos, moldeando de este modo los niveles de desigualdad económica.

Desde la perspectiva postkeynesiana, la política monetaria influye indirectamente en la distribución del ingreso al afectar variables fundamentales como la inversión, el empleo y, en última instancia, la desigualdad. En contraste, la teoría neoclásica atribuye dicha distribución únicamente a la productividad marginal, sin reconocer plenamente el impacto que las políticas monetarias pueden tener sobre la equidad económica (Moore, 1989).

Bajo esta óptica, Keynes defendía la necesidad de tasas de interés bajas para incentivar la inversión y el empleo, argumentando que esto reduciría el poder de los rentistas y democratizaría el acceso al capital, lo que denominó la "eutanasia del rentista". No obstante, en el caso de los países en desarrollo, si bien las tasas bajas han facilitado el acceso al crédito, este ha sido absorbido en su mayoría por grandes empresas y fondos extranjeros, dejando de lado a pequeños productores y sectores vulnerables (Moore, 1989). Como consecuencia, lejos de reducir la desigualdad ha contribuido a profundizar esta problemática, lo que evidencia las limitaciones de una política monetaria expansiva cuando no está acompañada de mecanismos de redistribución efectivos.

Rochon y Rossi (2006) por otra parte, mencionan la probabilidad existente de que las altas tasas de interés reales a largo plazo afectan la distribución del ingreso entre salarios y rentas en detrimento de los salarios, al encarecer la producción, se reducen las ganancias industriales y,

en consecuencia, se debilita la participación de los salarios en el ingreso total (Argitis y pitelis, 2001, como se citó en Rochon y Rossi, 2006). Esto refuerza la perspectiva postkeynesiana de que la política monetaria no es neutral en términos distributivos y puede exacerbar la desigualdad.

Aunque el nuevo consenso macroeconómico aparenta aceptar la naturaleza endógena del dinero presenta, a grandes rasgos, los supuestos ortodoxos de forma novedosa, por ende, desde el enfoque postkeynesiano se rechazan las políticas monetarias contra cíclicas argumentando que se depende excesivamente de la política monetaria (dominancia monetaria). Según esta perspectiva, la tasa de interés se considera una variable de distribución y el banco central debería "estacionar" la tasa de interés en un nivel dado, permitiendo que la política fiscal o de ingresos persiga otros objetivos macroeconómicos (Rochon y Setterfield, 2007).

Con este fin existen 3 reglas de "estacionamiento", las reglas de Smithin y Kansas City coinciden en mantener bajas las tasas de interés para limitar la influencia de los rentistas, mientras que la regla de Pasinetti no aboga por eliminar a los rentistas sino permitirles participar equitativamente en la distribución del ingreso (Rochon y Setterfield, 2007). Estas reglas cuestionan la efectividad de la política de tasas de interés para ajustar la economía a corto plazo, argumentando que sus efectos sobre variables reales son lentos e impredecibles.

Generalmente se menciona como "tasa justa" a la promovida por Pasinetti, ya que su regla sostiene que el banco central debe fijar la tasa de interés real al nivel equivalente a la tasa de crecimiento de la productividad laboral. De esta manera, se garantiza que la distribución del ingreso entre grupos que reciben ingresos por intereses y aquellos que no lo hacen se mantenga inalterada, independientemente de las actividades de préstamo o endeudamiento (Lavoie, 1996, p. 537; como se citó en Rochon y Setterfield, 2007). Este enfoque es visto como una alternativa

que promueve la equidad en la distribución de ingresos, sin favorecer ni perjudicar a un grupo específico.

Por otra parte, la política fiscal, compuesta por los instrumentos del gasto público y la tributación, constituye una herramienta clave del Estado para incidir en la distribución funcional y personal del ingreso. Desde una perspectiva postkeynesiana, esta política no es neutral: su orientación y diseño tienen implicaciones estructurales sobre el reparto del ingreso entre trabajo y capital. Rochon y Setterfield (2007) desarrollan un modelo donde la tasa de interés se concibe como una variable distributiva y no como una herramienta para gestionar el ciclo económico. Por ello, se propone “parquear” la tasa de interés en un nivel justo o estable (según reglas como la de Pasinetti) y liberar así espacio para que la política fiscal y de ingresos asuman un papel activo. Este esquema permite que el gasto público impulse la demanda efectiva, reduzca el desempleo y corrija desigualdades distributivas.

En este enfoque, la inflación no se origina en un exceso de demanda agregada, sino en los conflictos distributivos entre trabajadores y empresas por el ingreso nacional. Por tanto, la política fiscal, en articulación con políticas de ingresos, debe orientarse a moderar estas tensiones mediante mecanismos institucionales no recesivos. Esto implica que el gasto público debe ser contra cíclico y progresivo, con capacidad para sostener la demanda efectiva, reducir el desempleo y promover una distribución del ingreso más equitativa (Rochon & Setterfield, 2007). Desde esta perspectiva, la política fiscal no debe estar supeditada a objetivos nominales como metas rígidas de inflación o criterios de sostenibilidad fiscal de corto plazo, sino que debe priorizar metas reales como el pleno empleo, la equidad social y la sostenibilidad económica.

A diferencia del enfoque neoclásico, que sostiene que en el largo plazo las fuerzas del mercado garantizan una distribución eficiente e incentivos adecuados para el crecimiento, el

enfoque kaleckiano plantea que la política fiscal puede modificar de manera directa la estructura distributiva, particularmente en economías con desigualdades persistentes y rigideces institucionales (Cortés, 2020). Esto convierte a la política fiscal en un canal fundamental para intervenir en los niveles de equidad y justicia social en contextos tanto desarrollados como en desarrollo. En esta línea, Kalecki (citado en Cortés, 2020) argumentó que los impuestos no recaen de manera uniforme sobre los distintos grupos sociales. En su modelo, los impuestos indirectos (como el IVA) afectan en mayor medida a los asalariados, al reducir su ingreso real y su capacidad de consumo. En contraste, los impuestos directos sobre el capital no necesariamente reducen los beneficios del capital, ya que pueden ser compensados mediante un aumento del gasto público, lo cual reactiva la demanda y, por ende, las ganancias empresariales. Asimakopulos y Burbidge (1974, citados en Cortés, 2020) ampliaron este análisis señalando que los efectos distributivos de la política fiscal dependen también del contexto macroeconómico, incluyendo la fase del ciclo económico, la inversión agregada y la respuesta del empleo.

En suma, el presente marco aborda las principales teorías y enfoques relacionados con las políticas macroeconómicas, la estabilización económica y su impacto sobre la distribución del ingreso. Mientras que el Consenso de Washington y la Regla de Taylor priorizan la estabilidad de precios mediante políticas restrictivas, las propuestas postkeynesianas, como la regla de Pasinetti, cuestionan su efectividad distributiva y sugieren tasas de interés alineadas con el crecimiento de la productividad para una distribución más equitativa además de plantear que la política fiscal no debe estar subordinada a metas rígidas de inflación o sostenibilidad fiscal de corto plazo, sino orientada a objetivos reales de equidad. Estas perspectivas proporcionan la base conceptual para analizar comparativamente el impacto de las variables macroeconómicas en la distribución del ingreso en Colombia y Estados Unidos.

5. Literatura empírica

A continuación, se presenta la revisión de algunos antecedentes que han estudiado la distribución del ingreso en el ámbito internacional y en el caso específico de Colombia y Estados Unidos. Esta sección recoge aportes teóricos y empíricos relevantes que permiten contextualizar el análisis de la desigualdad desde una perspectiva funcional, complementando con el enfoque tradicional basado en el índice de Gini.

Vigoya et al. (2023) analizan cómo ciertos factores macroeconómicos afectan la distribución funcional del ingreso (DFI) en los sectores primario, secundario y terciario de Colombia, utilizando un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Sus hallazgos, en línea con la teoría postkeynesiana, muestran que el recaudo impositivo y la inversión privada mejoran levemente la participación salarial. Por el contrario, el desempleo y la inflación la reducen, debido a fricciones laborales y al poder de mercado. El crecimiento económico favorece al capital en los sectores primario y secundario, pero beneficia al trabajo en el terciario, mientras que la tasa de interés perjudica la DFI en los sectores no rurales, al debilitar la posición del trabajo frente al capital financiero.

En la misma línea Chávez et al. (2023), examinan la distribución funcional del ingreso (DFI) en Colombia desde un enfoque postkeynesiano, enfocándose en los tres principales sectores económicos para el periodo 2000-2020. Utilizando un modelo de datos de panel, encuentran que, aunque el sector terciario mantiene la mayor participación salarial, los sectores primario y secundario presentan un deterioro constante por factores como baja inversión, informalidad y debilidades estructurales. Si bien variables como el PIB, la balanza comercial, los impuestos y la inversión privada mejoran la DFI, su impacto es inelástico y con rezagos, lo que sugiere que la teoría kaleckiana se cumple solo parcialmente. Además, se destaca que factores

como la tasa de interés o el desempleo no explican significativamente la DFI, lo cual refuerza la necesidad de ajustar la política monetaria para incentivar la inversión y el consumo de los asalariados.

Por otra parte, el trabajo de Cortés (2020), estudia la validez de la hipótesis de Kalecki en el contexto colombiano, la cual sostiene que la tasa impositiva al capital no afecta el beneficio del capitalista, para ello, brinda un contexto histórico del comportamiento de las reformas fiscales en la nación con tal de comprender las variaciones en la tributación del capital, Para comprobar el supuesto, diseña una metodología VAR empleando como variable independiente el importe efectivo tributario al capital y variable dependiente el excedente bruto de capital sobre el PIB, desde 1970 a 2016. Concluye que, al no haber encontrado una relación entre ambos, respalda la teoría de Kalecki y afirma la posibilidad de seguir investigando en otros países o en otros periodos de tiempo debido a las complicaciones en la recolección de datos por parte del sistema tributario del país en forma.

López y Vázquez, (2017) analizan la distribución del ingreso y su relación con la política monetaria en Colombia, desde una perspectiva postkeynesiana, contrastándola con los supuestos de la teoría neoclásica. Para ello, usan un modelo de mínimos cuadrados generalizados, en el cual la remuneración a los asalariados está no solamente en función de la tasa de intervención de política monetaria, sino de variables estructurales como la globalización, la financiarización, los cambios en el estado de bienestar, el progreso tecnológico, la tasa de desempleo y la variación de la productividad del trabajo. Los resultados empíricos indican que, además de la tasa de intervención, variables como el desempleo y la productividad resultaron estadísticamente significativas. En coherencia con la teoría postkeynesiana, se confirma una relación inversa entre

tanto la tasa de intervención como el desempleo respecto a la participación de los asalariados en el ingreso.

Por otro lado, si bien la teoría postkeynesiana advierte que los avances tecnológicos pueden debilitar el poder de negociación de los trabajadores, en este estudio se observó una relación positiva entre el cambio tecnológico y la mejora en la remuneración laboral. Esta aparente contradicción se explica por el dinamismo del sector manufacturero en Colombia, el cual ha registrado un crecimiento sostenido, acompañado de un alto nivel de capital humano. Como resultado, los trabajadores en este sector se han beneficiado de los incrementos de productividad, lo que refuerza el argumento de que los efectos distributivos del cambio tecnológico dependen del contexto institucional y sectorial.

Prosiguiendo, Cáceres & Urbina, (2023) realizaron un estudio comparativo para Bolivia, Colombia, Ecuador y México, con el fin de identificar los determinantes clave de la desigualdad del ingreso. Utilizando un modelo VAR bayesiano, controlaron la endogeneidad entre variables como la inversión extranjera directa (IED), el capital humano, el desempleo y la producción, con el índice de Gini como referencia. Encontraron que la IED incrementa la desigualdad en Perú, la reduce en Bolivia y no es significativa en los otros países, en cuanto al capital humano, se observaron efectos positivos en todos los países, con excepción de Colombia, lo que se atribuye a los altos niveles de ruralidad en las demás economías analizadas. El desempleo se identificó como factor maximizador de desigualdad para Colombia, mientras que para Perú la relación es inversa y fue irrelevante en Bolivia y Ecuador. Por último, para Colombia y Bolivia mientras más aumenta la productividad mayor es su desigualdad, caso contrario en Ecuador y México. Los autores concluyen que es crucial adoptar políticas económicas con un enfoque distributivo,

ya que incluso variables asociadas al desarrollo pueden agravar la desigualdad, esto subraya la necesidad de políticas con enfoque redistributivo y adaptadas al contexto.

Albert (2023) analiza si los bancos cooperativos tienen un impacto diferencial sobre la desigualdad de renta respecto a la banca tradicional y las cajas de ahorro en la Eurozona entre 2010 y 2019. Usando un panel de datos bancarios individuales y variables macroeconómicas para 19 países, el estudio aplica metodologías estáticas y dinámicas (efectos fijos, aleatorios, *Difference GMM* y *System GMM*). Los resultados muestran que los bancos cooperativos reducen más la desigualdad, principalmente a través de la inclusión financiera, con mayor impacto en países económicamente avanzados. Además, se identifican otros canales como el financiamiento a pymes y el fomento del empleo local. El estudio también aborda la relación entre política monetaria y desigualdad, señalando que las políticas expansivas tienden a reducir la desigualdad de ingresos, pero su efecto sobre la desigualdad de riqueza es ambiguo; y que altos niveles de desigualdad pueden disminuir la eficacia de la política monetaria, afectando el consumo, el ahorro y el tipo de interés natural.

Domanski et al. (2016) exploran la evolución de la desigualdad de la riqueza desde la crisis financiera mundial y el posible papel de la política monetaria utilizando microdatos de encuestas de hogares en seis economías avanzadas: Francia, Alemania, Italia, España, Reino Unido y Estados Unidos. Mediante simulaciones, evalúan el impacto de variaciones en los tipos de interés y los precios de activos sobre la distribución de la riqueza, encontrando que esta ha tendido a aumentar, especialmente cuando el quinto quintil acumula riqueza más rápidamente que el segundo. Este efecto se ve amplificado por los altos niveles de apalancamiento de los hogares, como ocurrió en España tras 2010 y en Estados Unidos entre 2009 y 2013. Aunque no se establece un vínculo causal directo entre política monetaria y desigualdad, se identifican

canales potenciales (como el reequilibrio de carteras y el aumento en los precios de los activos de riesgo) mediante los cuales las políticas no convencionales podrían haber influido en la desigualdad. Los autores advierten que sus resultados son limitados al omitir factores como ahorro, deuda y capital humano.

Por otra parte, Ridhwan et al. (2010) realizan un meta-análisis sobre los efectos regionales de la política monetaria en EE. UU. y Europa, para identificar los determinantes estructurales que explican la heterogeneidad en la respuesta del producto ante aumentos en la tasa de interés. A partir de la revisión de estudios empíricos, que emplean modelos econométricos como SVAR-AB y utilizan datos de diferente frecuencia (PIB trimestral o producción industrial mensual), los autores estiman el impacto máximo del producto tras choques contractivos, encontrando que este sigue en promedio una trayectoria con forma de joroba invertida, pero con variaciones significativas entre regiones. Los resultados muestran que factores como la intensidad manufacturera (canal de tasa de interés), la profundización financiera (diversificación de fuentes de crédito), los niveles de inflación (rigidez de precios), y el tamaño económico (capacidad de absorción de shocks) son determinantes clave de dicha heterogeneidad. Por ejemplo, la diferencia en el efecto máximo sobre el producto puede alcanzar hasta 1.08 puntos porcentuales entre regiones con distinta participación manufacturera, mientras que regiones financieramente desarrolladas experimentan impactos menores (hasta 0.46 p.p. de diferencia). Además, se evidencia que las regiones capital-intensivas y con mercados más profundos tardan más en alcanzar el efecto máximo del shock monetario. Estos hallazgos revelan que, dentro de una unión monetaria, una política monetaria uniforme puede generar efectos asimétricos y reproducir patrones de desigualdad territorial con implicaciones distributivas aun insuficientemente exploradas.

De manera similar, Albert et al. (2017) consideran los efectos de la política monetaria sobre la distribución del ingreso y la riqueza, empleando un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR). A diferencia de los enfoques convencionales, centran su análisis en la base monetaria como instrumento de política, utilizando el índice de precios como medida restrictiva y los índices bursátiles (Dow Jones y S & P 500) como variables dependientes. El estudio abarca Estados Unidos (2008-2013) y la zona euro (2008-2015). Los resultados muestran que en Estados Unidos existe una correlación positiva entre la expansión de la base monetaria y el aumento de los índices bursátiles, lo que sugiere un efecto redistributivo regresivo, al concentrar los beneficios en los hogares más ricos con activos financieros. En contraste, en los países de la zona euro, este mecanismo se debilita debido al rol dominante del sistema bancario, que limita la transmisión directa hacia los mercados de capitales. Los autores subrayan la importancia de considerar los efectos distributivos de la política monetaria y reconocer la no neutralidad del dinero en términos de riqueza y equidad social.

Por su parte, Prante (2018) examina la relación entre la distribución del ingreso y la riqueza con las variables macroeconómicas desde una perspectiva post-kaleckiana. Utilizando un modelo VAR simple, analiza las funciones de impulso-respuesta del incremento salarial y del índice de Gini sobre el consumo privado de los hogares en Estados Unidos y Alemania durante el periodo 1960-2012. Los resultados para Estados Unidos revelan una relación positiva entre el ingreso, el consumo y una menor concentración de la riqueza, lo que sugiere que una mayor equidad distributiva impulsa el consumo privado. En contraste, para Alemania, el efecto es débilmente negativo, lo cual refleja diferencias estructurales y culturales en el comportamiento del consumo. Al distinguir entre estas dos economías, el autor destaca la importancia de considerar las particularidades sociales e institucionales en el análisis de los efectos distributivos

sobre el consumo, sugiriendo que no existe una relación única entre dichas variables, sino que esta depende del contexto económico y cultural de cada país.

6. Metodología

La metodología del estudio es de enfoque cuantitativo, con un diseño no experimental y de tipo longitudinal, dado que se trabajará con series de tiempo trimestrales para el período 2010–2023. El análisis se centra en la estimación de los efectos de variables macroeconómicas seleccionadas sobre la distribución funcional del ingreso y el coeficiente de Gini en Colombia y Estados Unidos.

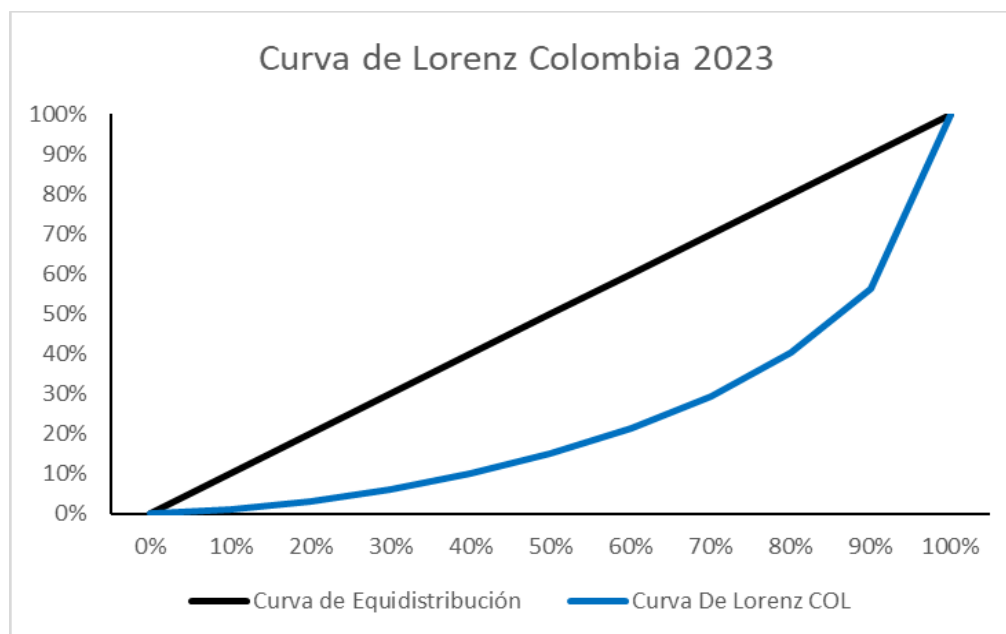
6.1. Descripción de variables

Como medidas de distribución del ingreso en el presente trabajo se usarán el índice de Gini y la distribución funcional del ingreso. El primero es una medida convencional de distribución que tiene como base la curva de Lorenz, esta representa gráficamente la distribución acumulada del ingreso entre los miembros de la población, al compararla con la diagonal de equidistribución se aprecia de manera intuitiva el nivel de desigualdad en dicha distribución (Lora et. al, 2023), en otras palabras, cuanto mayor sea la distancia entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución, mayor será la desigualdad en la distribución del ingreso. Sin embargo, la curva de Lorenz presenta un cuasi ordenamiento, lo que significa que, si dos curvas se cruzan, no es posible determinar con certeza cuál tiene una mayor concentración del ingreso. Para corregir esta limitación surge el índice de Gini definido como la razón entre el área comprendida entre la curva de Lorenz y la diagonal, y el área total bajo la diagonal (Lora et. al, 2023). Un coeficiente

de Gini igual a cero indica una distribución perfectamente equitativa, mientras que un valor de uno representa una desigualdad absoluta.

Figura 1

Curva de Lorenz Colombia en 2023

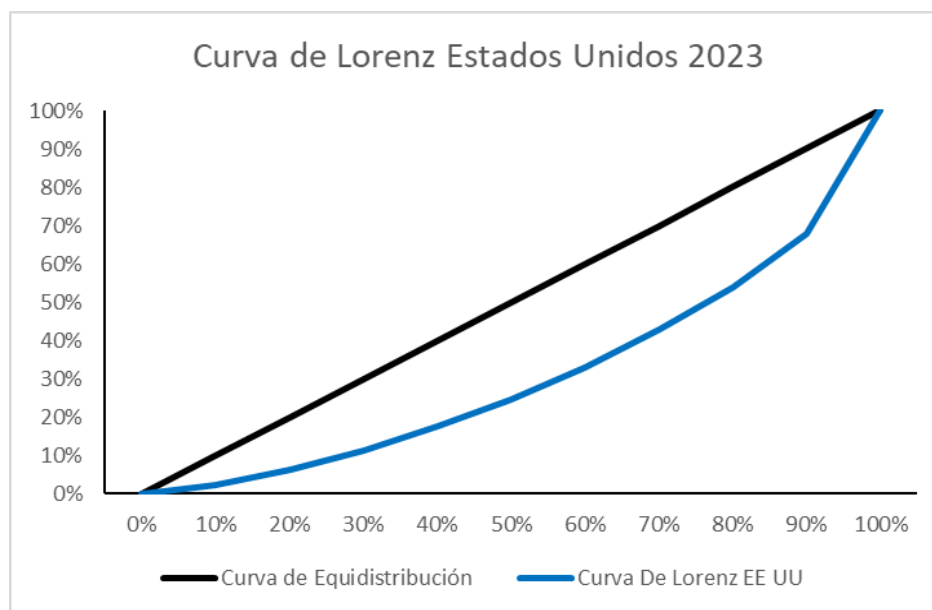


Nota. La figura muestra la curva de Lorenz para Colombia 2023 en contraste con la línea de equidistribución. Cuanto mayor la separación entre ambas, mayor es la desigualdad del ingreso.

Fuente: Elaboración propia con datos de la CEPAL.

Figura 2

Curva de Lorenz EE. UU. en 2023



Nota. La curva de Lorenz para Estados Unidos 2023 permite visualizar el grado de desigualdad en la distribución del ingreso, en relación con una distribución perfectamente equitativa representada por la línea diagonal. Fuente: Elaboración propia con datos del *Bureau of economics analysis* (BEA)

Ahora bien, esta medición ha sido objeto de consideraciones referentes a la confiabilidad y certeza en la recolección de datos, el indicador presentado por la CEPAL tiene como fuente de información el Banco de Datos de Encuestas de Hogares (BADEHOG), estas encuestas suelen subestimar los datos de ingresos (Medina, 2001), por lo que la visión postkeynesiana de la distribución funcional del ingreso es una medida más exacta al ser el cociente de la remuneración a los empleados sobre el valor agregado bruto del producto (Abeles et al., 2017, 46), en otras palabras toma como bases las rentas de los factores y el excedente bruto de explotación, esto permite ir más allá, mientras que el Gini solo dice cuán desigual es la distribución del ingreso, la

DFI muestra qué parte del ingreso va a los trabajadores (salarios) y qué parte a los dueños del capital (rentas, utilidades, dividendos, etc.), lo cual es clave para analizar cómo afectan las políticas económicas a la desigualdad estructural.

Las fuentes de recolección de datos a utilizar varían según la variable y el país en cuestión. Para el caso de Colombia, el índice de Gini se obtiene a partir de estadísticas proporcionadas por la CEPAL, mientras que para Estados Unidos se emplean datos del Banco Mundial. Las tasas de interés de política monetaria se obtienen del Banco de la República para Colombia y de la Reserva Federal (FED) para Estados Unidos, considerando los datos trimestrales más recientes disponibles.

En cuanto a la distribución funcional del ingreso, se realizará un cálculo propio para Colombia, basado en la relación entre el valor agregado bruto y la remuneración de los empleados según las cifras del DANE. Para Estados Unidos, se utilizarán datos proporcionados por la OCDE. Este enfoque permite una comparación coherente entre ambos países en términos de la distribución del ingreso y su evolución en el tiempo.

Asimismo, se añadieron los datos trimestrales de la tasa de crecimiento de la inversión privada y el desempleo por parte del DANE y la recaudación de los tributos por la DIAN para Colombia. Por otro lado, para EE. UU. los datos de la inversión provienen del centro de análisis económico de esta nación, mientras que el desempleo y la recaudación provienen del banco mundial.

Entonces, el análisis consistirá en evaluar el comportamiento histórico de estas variables a través de gráficas elaboradas con los datos recopilados. Posteriormente, se aplicará el modelo VAR con el propósito de estimar la función de impulso-respuesta de las tasas de interés de política monetaria sobre las variables de estudio. Este enfoque permitirá identificar cómo las

variaciones en la política monetaria, el desempleo, la inversión y la carga tributaria, afectan tanto la desigualdad medida por el índice de Gini como la distribución funcional del ingreso en cada país.

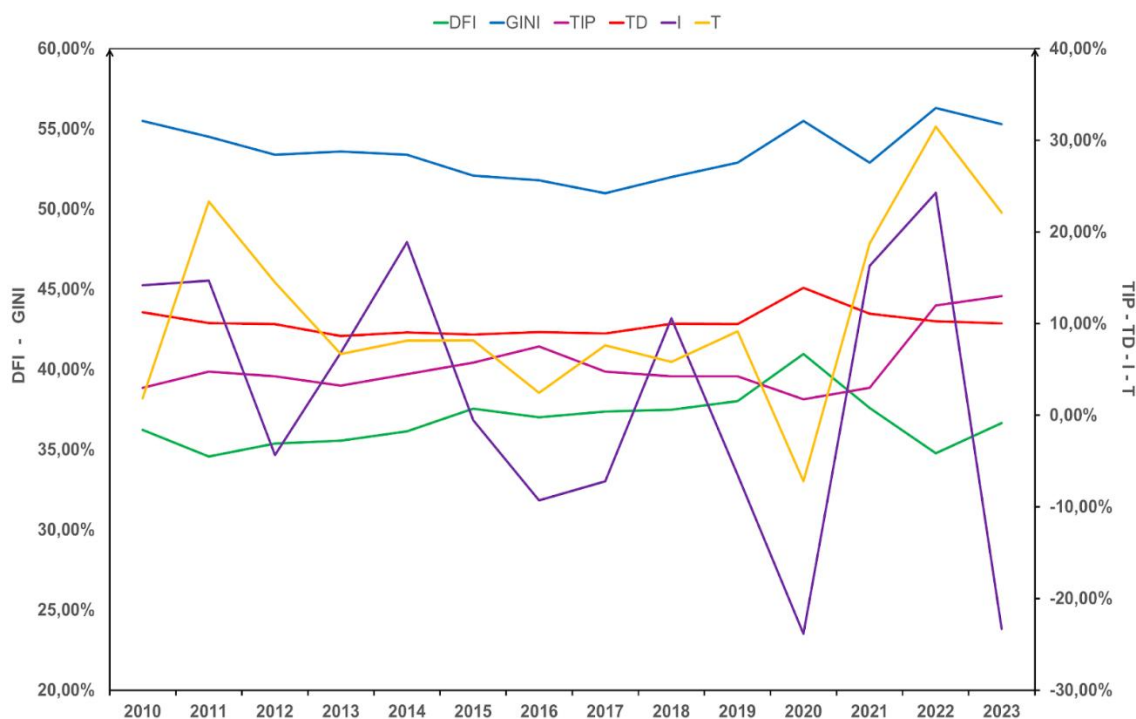
6.2. Hechos estilizados

En esta sección se caracterizará lo ocurrido durante el periodo comprendido entre 2010 y 2023 realizando una comparación de los hechos económicos que marcaron el desarrollo de Colombia y Estados Unidos respectivamente; con especial atención al antes y después de la pandemia del COVID-19. Se presentará un análisis gráfico del comportamiento anual por país de la distribución funcional del ingreso (DFI) y del índice de Gini, junto con las variables explicativas: tasa de interés de política monetaria, desempleo, impuestos e inversión, seleccionadas según los antecedentes revisados en la literatura, entre los que se encuentran López y Vázquez (2017), Cáceres y Urbina (2023), Chávez et al. (2023) y Vigoya et al. (2023).

Este enfoque permite observar las dinámicas macroeconómicas y su posible incidencia en la desigualdad del ingreso. El análisis descriptivo busca identificar patrones comunes y divergentes que sirvan de base para el análisis posterior.

Figura 3

Evolución de indicadores de distribución, política monetaria y actividad económica en Colombia, 2010–2023



Nota. En el eje izquierdo se presentan la distribución funcional del ingreso (DFI) y el Índice de Gini (GINI). En el eje derecho se incluyen la tasa de interés de política (TIP), la tasa de desempleo (TD), la inversión (I) y la tasa de crecimiento del recaudo de impuestos (T).

Elaboración propia con base en datos del DANE, BanRep y DIAN.

La DFI registró una disminución de 1,7 pp en 2011, este fenómeno fue asociado principalmente al incremento del valor agregado bruto, lo que refleja una mayor proporción del ingreso orientado hacia las rentas del capital en detrimento de las remuneraciones al trabajo. Esta

pérdida relativa de participación salarial se enmarca en un contexto económico complejo: durante 2010-2012, el fenómeno de La Niña presionó al alza los precios de los alimentos, generando un repunte inflacionario que llevó a la JDBR a adoptar una política monetaria contractiva mediante el aumento de la tasa de interés al 4,75% (BanRep, 2011).

Aunque el desempleo se redujo de 11,23 % en 2010 a 10,07 % en 2011 (1,16 pp), para 2012 la tasa apenas descendió a 9,94 %, evidenciando cómo la política monetaria contractiva derivada del shock de oferta frenó la tendencia. Sin embargo, el índice de Gini presentó una mejora relativa en la equidad de ingresos durante este periodo al pasar de 55,5 % en 2010 a 53,4 % en 2012 lo que se relaciona con la disminución en la tasa de desempleo durante 2010-2012.

De igual manera, el mayor costo del financiamiento redujo la inversión al -4,35% en 2012, lo que acentuó la concentración del ingreso en las rentas del capital, al reforzar la asimetría entre la recuperación de las utilidades empresariales y el rezago en los salarios. Por otro lado, el recaudo impositivo presentó un aumento de 21,47 pp fruto de la entrada en vigor de las reformas fiscales aprobadas en el periodo 2009-2010, entre ellas la implementación del impuesto al patrimonio (Ley 1370 de 2009), la eliminación de beneficios tributarios empresariales y la ampliación de la base del IVA (Ley 1430 de 2010). Gran parte del incremento provino de los impuestos directos, que aumentaron al 31 %, frente al 15,9 % registrado por los indirectos.

Desde 2013, la economía internacional enfrentó vientos en contra: la crisis en Europa, el menor dinamismo del crecimiento chino y los ajustes fiscales en Estados Unidos afectaron la demanda de *commodities*, presionando los precios a la baja (BanRep, 2013). En consecuencia, la JDBR redujo gradualmente la tasa de política monetaria, hasta ubicarla en 3,25 % en 2013. Por

ende, a partir del mecanismo de transmisión, la política monetaria expansiva representó un estímulo a la demanda agregada: al disminuir el costo del crédito, los hogares incrementan la adquisición de bienes duraderos y las empresas amplían su producción (la inversión se incrementó en 11.2pp), lo que incentivó la demanda de empleo y llevó la tasa de desempleo a 8,65 %, el nivel más bajo en el marco de tiempo estudiado.

Aun así, el índice de Gini no presentó mayores variaciones y se mantuvo alrededor del 53%, mientras que la DFI aumentó en 0,75 pp en 2014. Este comportamiento revela que, pese a la reducción del desempleo la participación de los salarios en el ingreso nacional no ganó terreno frente a las rentas del capital. Ello refleja problemas en la calidad del empleo: a inicios de 2014 la informalidad alcanzaba el 49 % (DANE, 2014), lo que sugiere que el dinamismo del mercado laboral no se tradujo en una mejora sustancial para las rentas de los trabajadores.

Durante este año, la abrupta caída en el precio del crudo redujo el ingreso externo del país, generando una fuerte depreciación del peso, que revalorizó las importaciones y alimentó presiones inflacionarias (BanRep, 2014). El fenómeno de El Niño intensificó dichas presiones al afectar la producción agrícola y elevar los precios de los alimentos. En respuesta, el Banco de la República inició un proceso gradual de aumento en la tasa de interés, que alcanzó el 7,5 % en 2016. Estos choques se transmitieron a la actividad real: la inflación llegó a picos cercanos al 9 %, el desempleo rondaba el 9 %, y la inversión registró una fuerte contracción de -9,3 %.

La DFI mejoró levemente de 2014 a 2016 llegando al 37%, lo que sugiere que los salarios ganaron algo de participación en el ingreso nacional. Sin embargo, el capital mantuvo un peso predominante en la estructura del valor agregado bruto (27 %), reflejando que la economía colombiana seguía altamente orientada hacia la rentabilidad empresarial. Esta aparente paradoja

se explica porque, la mejora de la DFI no implicó que el capital perdiera terreno en términos absolutos, sino que los salarios crecieron relativamente más dentro de un PIB en expansión. En paralelo, el índice de Gini se ubicó en el 52%, esto en conjunto con la coyuntura externa adversa y las medidas de política monetaria adoptadas, evidencia un entorno de concentración del ingreso en favor del capital, mientras que los trabajadores enfrentaron pérdida de poder adquisitivo y un mercado laboral incapaz de absorber de forma inclusiva los choques externos.

La economía colombiana mostró señales de recuperación hacia 2017, acompañadas de una convergencia de la inflación a la meta del 3 %. En este contexto, la tasa de interés se redujo gradualmente hasta ubicarse en 4,25 % en 2018, en un entorno caracterizado por una brecha de producto negativa y un fortalecimiento paulatino de la demanda interna. La inversión registró un crecimiento de 10,6 %, aunque el mercado laboral continuó rezagado, con una tasa de desempleo de 9,9 % en 2018. Durante este periodo, la DFI y el índice de Gini no presentaron variaciones significativas, lo que refleja la persistencia de problemas estructurales en la distribución del ingreso. Además, en 2019 la recaudación tributaria creció 9,2 %, impulsada por la mayor dinámica de la economía, lo que se reflejó especialmente en el aumento de los impuestos indirectos como el IVA y el impuesto al consumo.

En 2020, la crisis del COVID-19 generó un gran choque de oferta y demanda por lo que el Banco de la República decidió reducir su tasa de interés a 1,75 % con el propósito de apoyar la recuperación económica. Sin embargo, a pesar de este nivel históricamente bajo, el crítico contexto de la economía mundial se tradujo en una elevada tasa de desempleo del 13,9 % y una contracción sin precedentes en la inversión de -23,8%. Esta situación se reflejó en el coeficiente de Gini, que alcanzó 55,5%, evidenciando un marcado aumento de la desigualdad en la distribución personal del ingreso. En contraste, la DFI mejoró llegando a 40,96 %, dado que en

recesiones profundas las rentas del capital suelen desmejorar con mayor intensidad que los ingresos laborales; en este sentido, el aparente aumento en la participación relativa del trabajo no significó una mejora efectiva de las rentas laborales. La diferencia en estos resultados se explica por la naturaleza de las mediciones: mientras el índice de Gini refleja la desigualdad en la distribución personal del ingreso, la DFI captura la participación de los factores productivos. Por ende, durante la pandemia, el índice de Gini se incrementó, explicado principalmente por la pérdida de empleo, mientras que la DFI mejoró dado que las rentas del factor capital se redujeron en mayor proporción que las del factor trabajo.

Entre 2021 y 2023, factores como los días sin IVA, los alivios en tarifas de servicios públicos y la baja indexación de precios contribuyeron a este resultado, la recuperación post pandemia en Colombia estuvo acompañada de fuertes presiones inflacionarias, lo que llevó a la JDBR a adoptar una postura más restrictiva, elevando la tasa de interés de referencia hasta 12,75 % en 2022 (BanRep, 2023). Este ajuste buscaba contener la inflación mediante los mecanismos de transmisión de una política monetaria contractiva: el aumento de la tasa de interés encarece el crédito, lo que restringe la capacidad de endeudamiento de hogares y empresas. En consecuencia, el consumo (particularmente de bienes duraderos, que dependen del financiamiento) se redujo, al tiempo que disminuyeron los incentivos para la inversión empresarial debido al mayor costo del financiamiento.

No obstante, en el corto plazo la inversión aún registró un fuerte crecimiento del 24,3%, explicado principalmente por la reapertura económica y el efecto rebote tras la pandemia. Este impulso resultó transitorio, pues el endurecimiento monetario pronto frenó dicho dinamismo y dio paso a una marcada desaceleración de la inversión. Al mismo tiempo, el mercado laboral mostró rezagos, con una tasa de desempleo de 10,3 %, mientras que en términos distributivos se

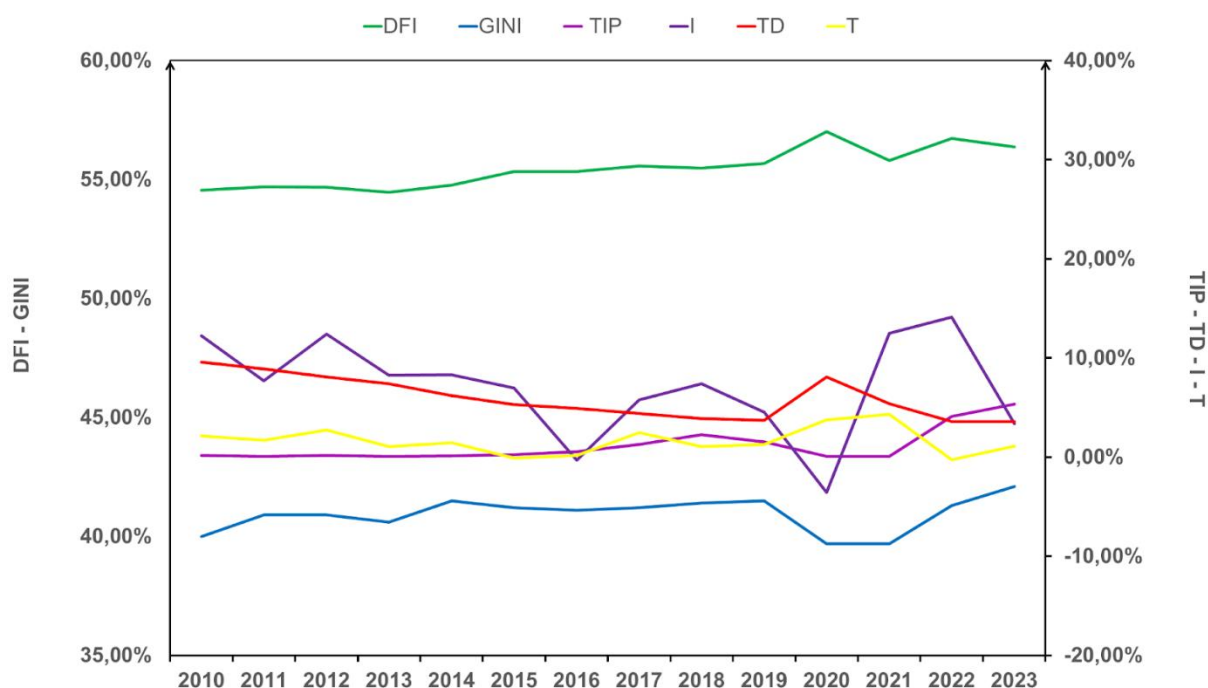
observó un retroceso: la DFI empeoró alcanzando el 34,7 %, reflejando una menor participación de los salarios en el ingreso nacional, y el índice de Gini aumentó a 56,3 %, consolidando un escenario de mayor desigualdad y concentración del ingreso.

Para 2023, el Banco de la República mantuvo una postura restrictiva, llevando la tasa de interés hasta 13,25 % para contener la inflación impulsada por la fuerte emisión de dinero durante la pandemia, los excesos de demanda remanentes y unas expectativas inflacionarias superiores a la meta (BanRep, 2023); esta decisión impuso una fuerte presión contractiva sobre la economía. Si bien el país transitaba hacia la recuperación post pandemia, las condiciones del mercado laboral no mejoraron, con una tasa de desempleo estable en torno al 10 %. En el plano distributivo, tampoco se observaron avances significativos: el índice de Gini se mantuvo en 55 % y la DFI se ubicó en 36,6 %, lo que evidencia que los frutos de la reactivación no se tradujeron en una mejora sustantiva para los trabajadores.

En síntesis, a pesar de la reactivación productiva, la política monetaria expansiva también mostró un sesgo distributivo, pues el principal beneficio recayó en los grandes capitalistas más que en los asalariados y la persistencia de una política monetaria restrictiva limitó la capacidad de los hogares y las empresas para consolidar una recuperación más inclusiva. Esto configuró un escenario en el que el crecimiento económico no se acompañó de una reducción efectiva de la desigualdad ni de una mejoría en la distribución del ingreso.

Figura 4

Evolución de indicadores de distribución, política monetaria y actividad económica en Estados Unidos, 2010–2023



Nota. En el eje izquierdo se presentan la distribución funcional del ingreso (DFI) y el Índice de Gini (GINI). En el eje derecho se incluyen la tasa de interés de política (TIP), la tasa de desempleo (TD), la inversión (I) y la tasa de crecimiento del recaudo de impuestos (T).

Elaboración propia con base en datos del Banco Mundial, la FED y la BEA.

Para el caso de Estados Unidos, el crecimiento fue medurado después de los efectos de la crisis del 2008 que se mantuvieron hasta principios de 2011 donde se presentaron presiones

inflacionarias; la FED decidió reducir la tasa de interés al 0.25% y la decisión del gobierno fue ampliar el marco fiscal en el 2012. Esta reforma denominada ATRA, subió los impuestos a las ganancias del capital de un 15% hasta un 20% y a los ingresos mayores de USD \$400.000 por dividendos de un 35% a un 39,5% (Crandall, 2013), principalmente para cubrir la reactivación económica.

Sin embargo, en el 2013 se presentó un deterioro en el índice de Gini y la DFI dentro del contexto de la disminución de la inversión privada del 12% al 8%, la crisis europea y la dilatación de los impuestos (FED, 2014); el gobierno mantuvo la tasa de interés más cercana al 0 y estos factores sumados pudieron reducir los ingresos mayoritariamente de los deciles más altos, pero la remuneración total de los trabajadores no tuvo mayor participación en el ingreso de la nación al seguir estable en un rango del 54%.

A partir del 2016, las variaciones en la tasa de cambio y el ambiente político electoral del momento llevaron a la FED a realizar el aumento de la tasa de interés. Por otra parte, el crecimiento del -0,31% de la inversión privada, el lento crecimiento global y la volatilidad en los mercados bursátiles (FED, 2017), impulsaron una nueva reforma fiscal en 2017, que retrocedía los incrementos del 2012, tales eran, los impuestos a los ingresos y eliminó los subsidios a las personas que no tenían cubrimiento de los seguros de salud y de pensión (Crawford, 2024).

Este plan de choque propuesto por Trump permitió recuperar las inversiones privadas hasta llegar al máximo crecimiento en 2018, como consecuencia de la recaudación efectiva de impuestos. En cuanto a la participación de los asalariados en el valor agregado bruto fue incrementando, por cuanto el desempleo se redujo en este lapso de tiempo hasta llegar a 2019 al 3,70% y permitió que los trabajadores fueran mejor remunerados, en cambio el índice de Gini aumentó de 41.10% a 41.50%. De este modo, la remuneración, los salarios o la función de los

activos fue creciendo distintamente entre los sectores más ricos de la población a comparación de los más pobres.

Los años 2020 y 2021 iniciaron con la crisis global por el Covid-19, los intentos de la FED de reducir al mínimo las tasas de interés en pro de mejorar el consumo y contener los efectos adversos por la crisis sanitaria, (destrucción del empleo hasta el 8%, caída de la inversión privada hasta el -3,51% y el decrecimiento del PIB) (FED, 2021) aunque en el 2020 hubo una mejora en la distribución funcional y el índice de Gini, esta fue dada por la disminución del valor agregado bruto y la reducción de los ingresos de los deciles más altos por el prolapso del confinamiento.

Sin embargo, en 2022 el gobierno decretó una tercera reforma social denominada “*The inflation reduction Act*” que se enfoca en mejorar el medioambiente y la calidad de vida de las personas, al fomentar la compra y venta de carros eléctricos, subir las tarifas a las empresas emisoras de CO2 y subsidiar a quienes las pólizas de salud no tienen buen cubrimiento (Kleimann, 2023). Además, en este año se dio la guerra Ucrania-Rusia, la crisis de los contenedores globales y los efectos de mantener la tasa de política monetaria baja de los años anteriores. Estados Unidos se vio afectado por el aumento de la inflación objetivo, debido a esto, la Reserva Federal dispuso el aumento abrupto de las tasas de interés hasta llegar al 5% en 2023.

A pesar del aumento del empleo y la inversión privada en 2022, el siguiente año resultó a la baja en estos dos índices macroeconómicos y en la recaudación efectiva de los impuestos, estos afectaron de manera negativa produciendo que la DFI y el índice de Gini empeoran después de llegar a su límite en el 2020.

Una vez estudiados los hechos estilizados y descritas las tendencias de cada variable para los dos países, los resultados de los coeficientes de correlación permiten contrastar y matizar los hallazgos del análisis descriptivo.

Tabla 1

Coefficientes de correlación de la DFI y el Índice de Gini frente a TIP, TD, inversión e impuestos en Colombia y Estados Unidos.

Coeficientes de correlación Colombia				
VARIABLES	DFI	Relación	Índice de Gini	Relación
Impuestos	-0,68	Negativa, Fuerte	0,31	Positiva, Débil
Inversión	-0,61	Negativa, Fuerte	0,10	Positiva, Débil
Desempleo	0,57	Positiva, Moderada	0,57	Positiva, Moderada
TIP	-0,37	Negativa, Débil	0,30	Positiva, Débil
Coeficientes de correlación Estados Unidos				
VARIABLES	DFI	Relación	Índice de Gini	Relación
Impuestos	0,07	Positiva, Débil	-0,69	Negativa, Fuerte
Inversión	-0,38	Negativa, Débil	-0,06	Negativa, Débil
Desempleo	-0,51	Negativa, Moderada	-0,64	Negativa, Fuerte
TIP	0,57	Negativa, Moderada	0,63	Positiva, Fuerte

Nota. Elaboración propia con base en cálculos econométricos a partir de datos del DANE, BanRep, DIAN, Banco Mundial, la FED y la BEA.

6.3 Estimación del modelo VAR y pruebas de robustez

El modelo econométrico de vectores autorregresivos (VAR) permite identificar relaciones dinámicas entre variables endógenas, capturar el efecto de choques estructurales, y establecer causalidad en el sentido de la teoría económica, tal como en estudios de Albert et al., (2017), Ridhwan et al. (2010) y Prante, (2018) que buscan establecer los efectos de distintas variables macroeconómicas sobre la desigualdad del ingreso.

Para el desarrollo del modelo es necesario realizar una serie de pruebas que garanticen la credibilidad y robustez de los resultados. En primer lugar, se aplica la prueba de raíz unitaria mediante la prueba de Dickey-Fuller Aumentado, con el fin de verificar la estacionariedad de las variables. Posteriormente, se determina el rezago óptimo del modelo para asegurar una adecuada especificación temporal. También se lleva a cabo la prueba de causalidad de Granger, que permite evaluar la significancia estadística y establecer si los valores pasados de una variable ayudan a predecir el comportamiento de otra en el tiempo. Además, se realiza la prueba de heterocedasticidad como la de White y la prueba de normalidad.

El modelo VAR se basa en una representación matricial de vectores en función de los parámetros seleccionados, comúnmente expresada de manera lineal como:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_{1i} X_{1t} + \beta Y_{i,t-1} + \dots + B_{pi} X_{i,t-p} + B_{pi} Y_{i,t-i} + u_t \quad \text{O}$$

$$Y_{it} = A_0 X_{i,t} + A_1 Y_{i,t-i} + u_t$$

Y de manera matricial:

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} B_{10} \\ B_{20} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t-1} \\ u_{2t-1} \end{pmatrix}$$

En este contexto, X representa las variables endógenas, mientras que Y es la variable de interés o estudio. El subíndice i denota los rezagos (periodos anteriores), de los cuales depende tanto la dimensión temporal del modelo como la cantidad de variables incluidas. Gracias a este procedimiento, se pueden interpretar los efectos dinámicos de un shock en una variable sobre el

resto del sistema, lo que constituye una de las principales ventajas del modelo VAR para el análisis macroeconómico (Albert, et al, 2017).

Por lo tanto, las ecuaciones que definen nuestro modelo serán:

$$GINI = B1Tip_t + B2D_t + B3I_t + B4T_t + B5Gini_{t-1} + \varepsilon$$

$$DFI = B1Tip_t + B2D_t + B3I_t + B4T_t + B5DFI_{t-1} + \varepsilon$$

$$Tip = B1Tip_{t-1} + B2D_t + B3I_t + B4T_t + B5Gini_t + B6DFI_t + \varepsilon$$

$$D = B1D_{t-1} + B2Tip_t + B3I_t + B4T_t + B5Gini_t + B6DFI_t + \varepsilon$$

$$I = B1I_{t-1} + B2D_t + B3Tip_t + B4T_t + B5Gini_t + B6DFI_t + \varepsilon$$

$$T = B1T_{t-1} + B2D_t + B3I_t + B4Tip_t + B5Gini_t + B6DFI_t + \varepsilon$$

o de forma matricial:

$$\begin{pmatrix} GINI_t \\ Tip_t \\ D_t \\ I_t \\ T_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} B_{10} \\ B_{20} \\ B_{30} \\ B_{40} \\ B_{50} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} & B_{14} & B_{15} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} & B_{24} & B_{25} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} & B_{34} & B_{35} \\ B_{41} & B_{42} & B_{43} & B_{44} & B_{45} \\ B_{51} & B_{52} & B_{53} & B_{54} & B_{55} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} GINI_{t-1} \\ Tip_{t-1} \\ D_{t-1} \\ I_{t-1} \\ T_{t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1} \\ e_{2t-1} \\ e_{3t-1} \\ e_{4t-1} \\ e_{5t-1} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} DFI_t \\ Tip_t \\ D_t \\ I_t \\ T_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} B_{10} \\ B_{20} \\ B_{30} \\ B_{40} \\ B_{50} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} & B_{14} & B_{15} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} & B_{24} & B_{25} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} & B_{34} & B_{35} \\ B_{41} & B_{42} & B_{43} & B_{44} & B_{45} \\ B_{51} & B_{52} & B_{53} & B_{54} & B_{55} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} DFI_{t-1} \\ Tip_{t-1} \\ D_{t-1} \\ I_{t-1} \\ T_{t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1} \\ e_{2t-1} \\ e_{3t-1} \\ e_{4t-1} \\ e_{5t-1} \end{pmatrix}$$

Donde:

Tip= Tasa de interés de política monetaria

D = Desempleo

I = Inversión privada

T = Recaudación de impuestos

Con el propósito de analizar la relación dinámica entre la desigualdad y las principales variables macroeconómicas, se estimaron cuatro (4) modelos de vectores autorregresivos (VAR) para cada país. Los modelos incorporan como variables explicativas la tasa de política monetaria, la tasa de desempleo, la inversión y los impuestos, con el fin de examinar cómo los choques en estas variables macroeconómicas se transmiten a la desigualdad en el tiempo. Para la estimación de los modelos se utilizó el software estadístico Rstudio, se verificó la estacionariedad de las series mediante la prueba de Dickey-Fuller Aumentado. En los casos donde las series presentan raíz unitaria, se trabajó con sus primeras o segundas diferencias para garantizar la estabilidad del modelo. Para seleccionar un número óptimo de rezagos para las variables se tomaron como base los criterios de información de las pruebas Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). Se aplicaron las pruebas de causalidad de Granger. Los resultados obtenidos para los modelos con el índice de Gini y la DFI como variables dependientes en Colombia evidencian una relación causal con la inversión, el desempleo y la tasa de política monetaria.

Asimismo, se aplicaron las pruebas de autocorrelación, heterocedasticidad, raíz unitaria y normalidad. Aunque ninguno de los modelos superó esta última prueba, se decidió continuar con el análisis, ya que cumplieron adecuadamente con las demás pruebas de estabilidad. Además, es importante señalar que el periodo de estudio incluye los años de la pandemia de COVID-19, un evento que generó choques atípicos en las variables macroeconómicas y produjo reacciones inesperadas en los datos, lo que puede explicar la falta de cumplimiento total del supuesto de normalidad.

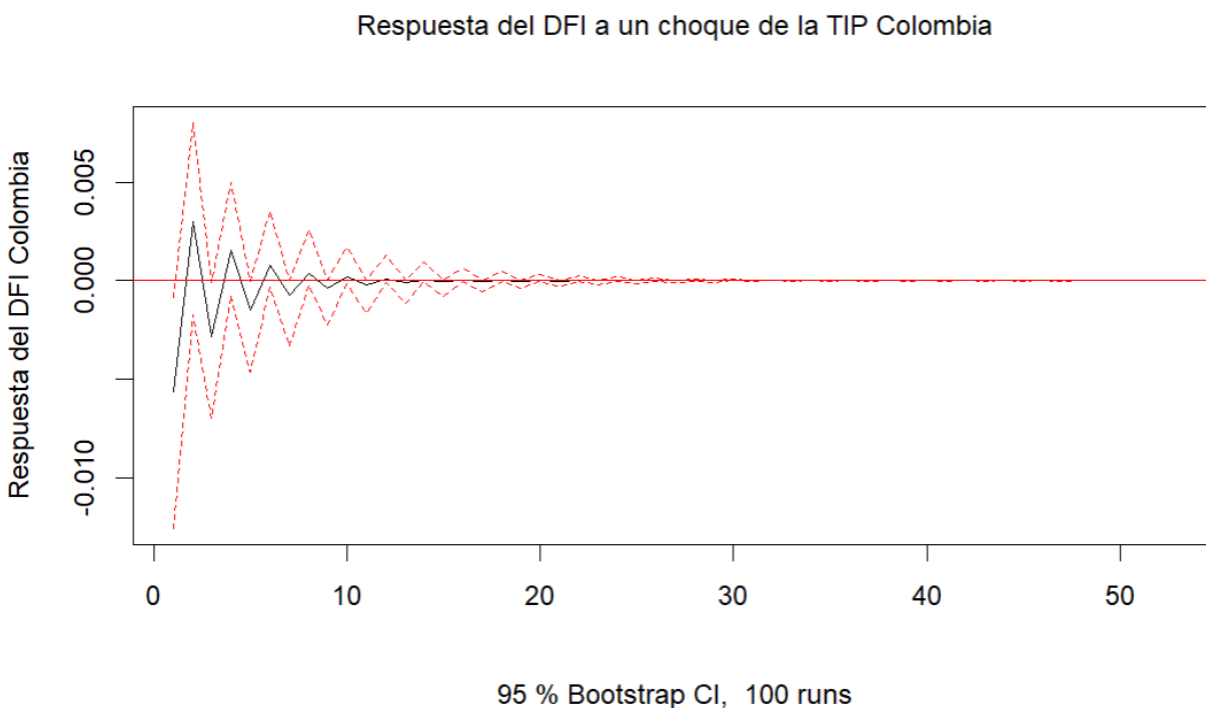
Por otra parte, considerando que el objetivo de este estudio es analizar la respuesta de las variables de distribución del ingreso frente a un choque en las variables macroeconómicas, se

emplearon funciones de impulso-respuesta con intervalos de confianza estimados mediante el método de bootstrapping (Efron & Tibshirani, 1994). Esta metodología permite obtener resultados más robustos y prescindir del supuesto de normalidad, garantizando la validez estadística y la consistencia de los resultados obtenidos.

6.4 Análisis impulso respuesta

Una vez realizadas las pruebas requeridas para comprobar la robustez del modelo VAR, se analizará el impacto de las variables macroeconómicas ya mencionadas sobre el DFI y el índice de Gini en cada país.

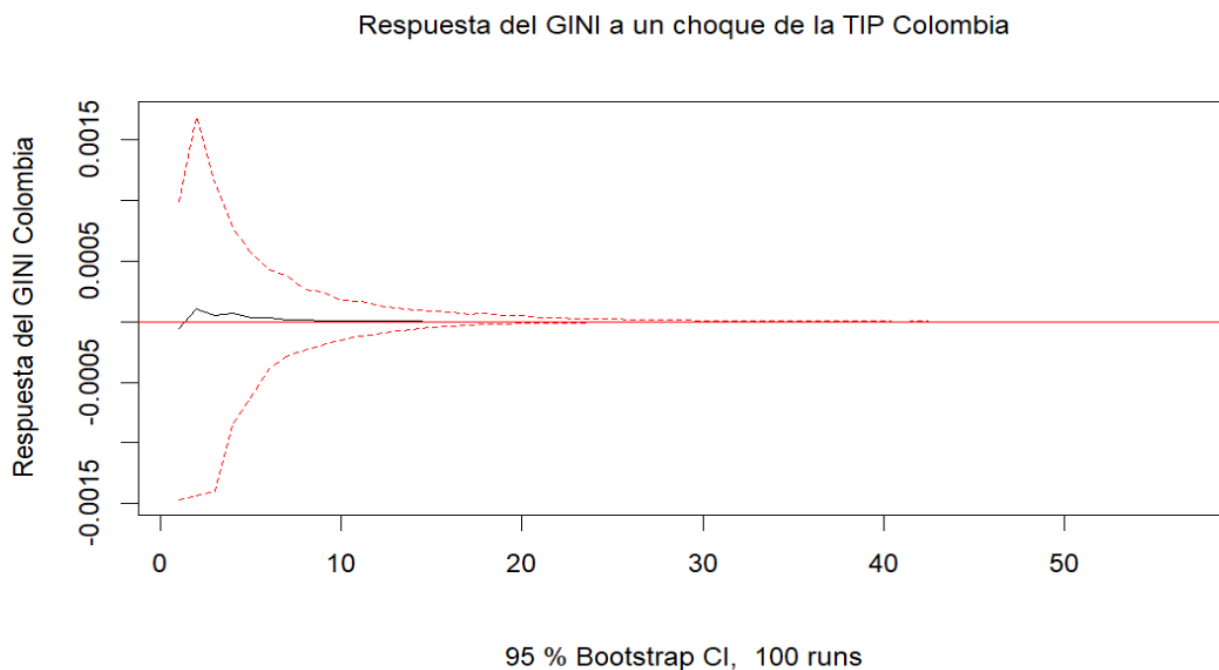
Figura 5. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de política monetaria sobre la DFI para Colombia.



Fuente: Elaboración propia.

Colombia opera bajo un esquema de metas de inflación, lo que implica que, ante choques inflacionarios, la autoridad monetaria tiende a responder con incrementos en la tasa de interés, buscando contener las presiones sobre los precios. Este endurecimiento reduce inicialmente la participación de los salarios en el ingreso nacional, reflejando una caída en la DFI en el primer trimestre, un aumento en la tasa de interés encarece el crédito y desincentiva la inversión, reduciendo la demanda laboral y la participación de los salarios en el ingreso (\downarrow DFI) lo que es congruente con la teoría postkeynesiana vista. Luego la variable converge gradualmente a su nivel de equilibrio a partir del décimo trimestre, la relación causal de la prueba de Granger es significativa (0.03589 **).

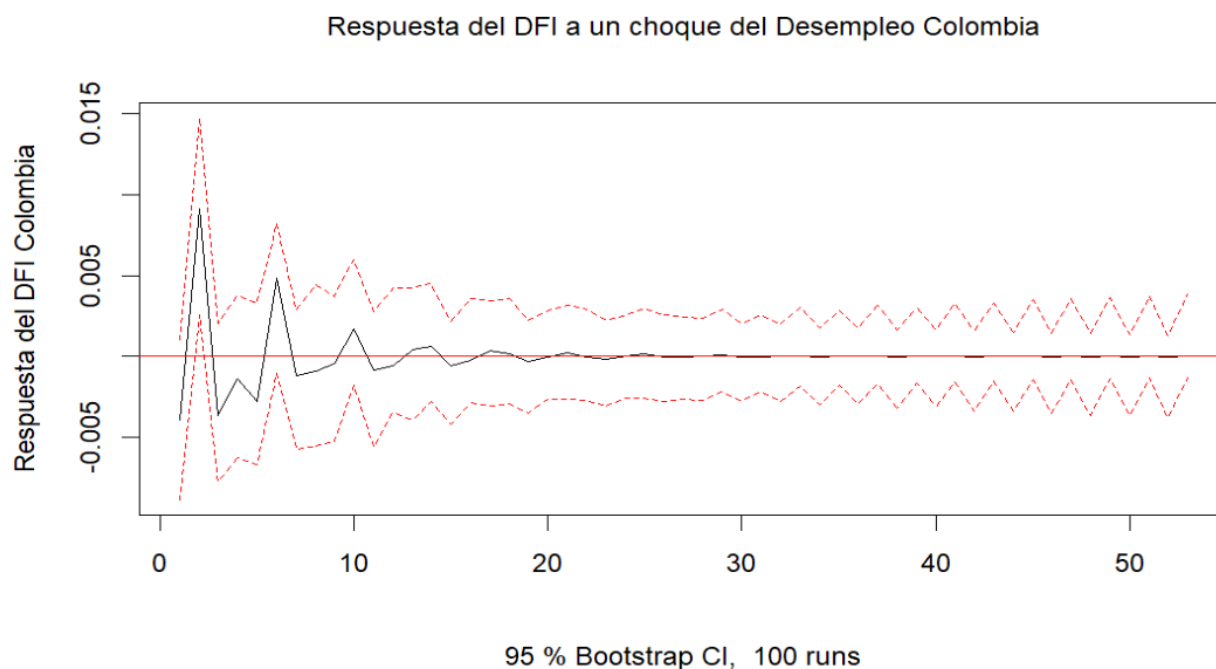
Figura 6. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de política monetaria sobre el GINI para Colombia.



Fuente: Elaboración propia.

Frente a un aumento en la tasa de interés, el índice de Gini no presenta una reacción significativa, lo que puede deberse a su carácter estructural y a que refleja la desigualdad entre hogares a partir de encuestas. Esto implica que sus variaciones responden con rezago a los cambios macroeconómicos, por lo que los efectos de la política monetaria tienden a diluirse en el corto plazo. La relación causal de la prueba de Granger no es significativa.

Figura 7. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de desempleo sobre la DFI para Colombia.

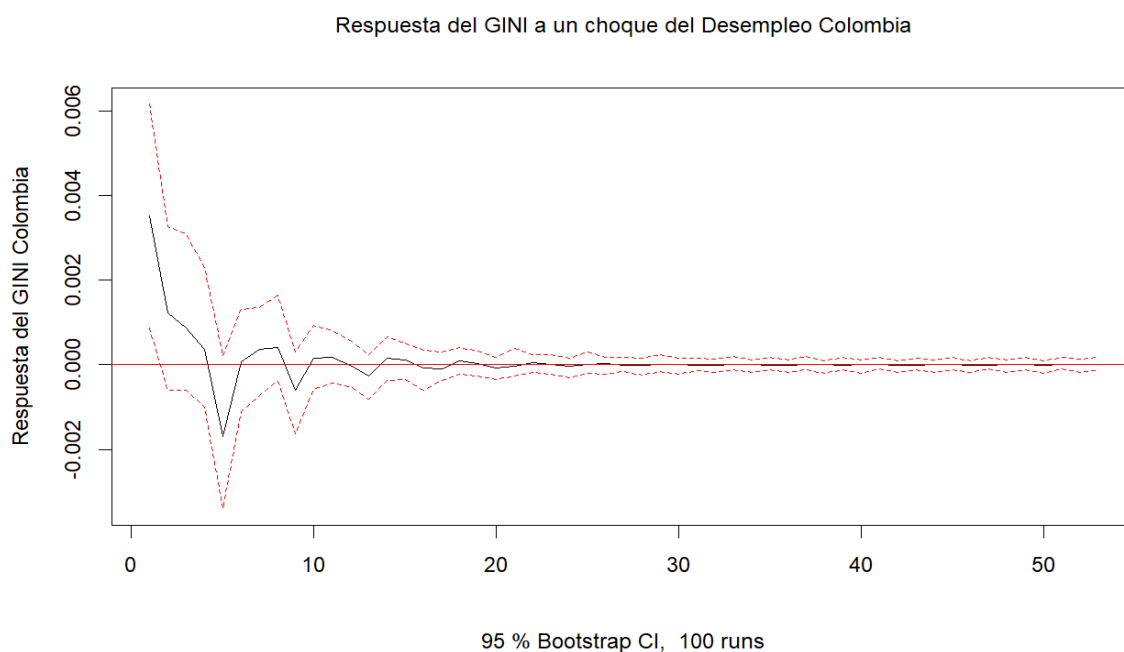


Fuente: Elaboración propia.

Colombia se caracteriza por altos niveles de informalidad laboral, lo que puede alterar la forma en que el mercado de trabajo responde a los choques macroeconómicos. Ante un aumento en la tasa de desempleo, la distribución funcional del ingreso presenta una reacción inicial

negativa, reflejando la pérdida de participación salarial en el ingreso total en el primer trimestre. Un periodo después, se observa una leve mejora, posiblemente asociada a mecanismos de ajuste del empleo informal o a la recuperación parcial de los ingresos laborales. Sin embargo, entre los periodos tres y cinco el efecto vuelve a ser negativo, lo que sugiere que el deterioro en el mercado laboral termina afectando de manera persistente la participación del trabajo en el ingreso tal como en Vigoya et al. (2023). La serie llega gradualmente a su nivel de equilibrio en el periodo 20. Prueba de Granger significativa (0.004324***)

Figura 8. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de desempleo sobre el GINI para Colombia.

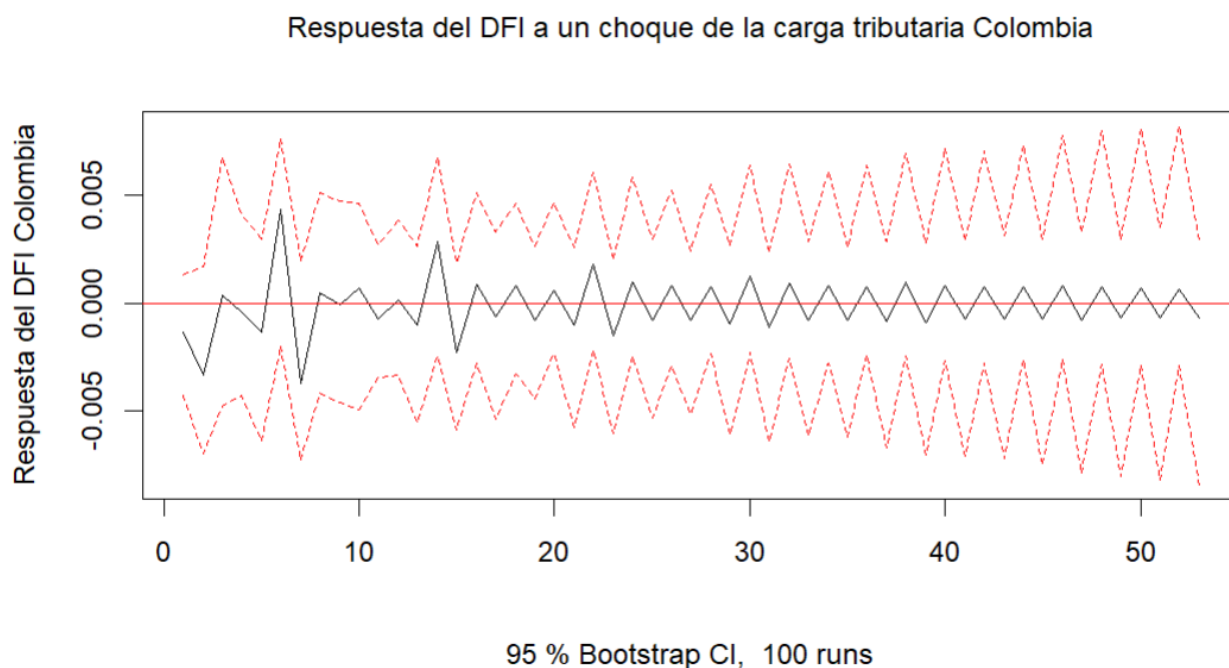


Fuente: Elaboración propia.

Frente a un aumento en la tasa de desempleo, el índice de Gini muestra un deterioro en los cuatro primeros periodos, evidenciando un incremento en la desigualdad del ingreso

consistente con los hallazgos de Cáceres y Urbina (2023). Esta respuesta refleja el impacto negativo del desempleo sobre los hogares de menores ingresos, que dependen en mayor medida del trabajo como fuente principal de recursos. En el quinto periodo se observa una leve mejora, tras lo cual el indicador tiende a converger gradualmente hacia su nivel de equilibrio. La relación causal de la prueba de Granger es significativa (0.02399 **).

Figura 9. Función Impulso-respuesta de un aumento en la carga impositiva sobre el DFI para Colombia.

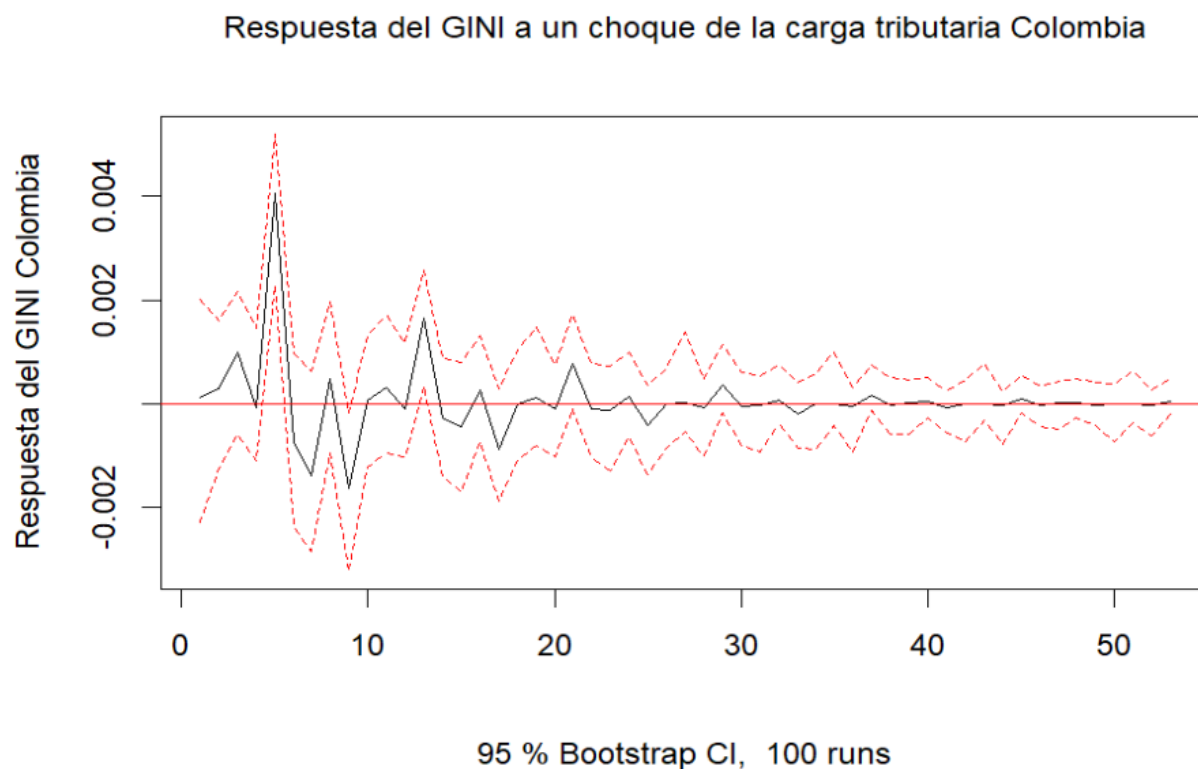


Fuente: Elaboración propia.

Un aumento en la carga impositiva genera una respuesta negativa sobre la distribución funcional del ingreso consistente con Cortes (2020), quien evidencia que los impuestos al capital no necesariamente tienen efectos redistributivos. En algunos casos, los capitalistas logran mantener e incluso aumentar sus beneficios pese al incremento tributario, evitando que el ajuste fiscal se

traduzca en una mayor participación del trabajo en el ingreso. Se evidencia que en el largo plazo no se presenta una convergencia total al estado estacionario. Este comportamiento sugiere que el incremento en los impuestos afecta inicialmente la participación del trabajo en el ingreso, y aunque el sistema tiende a estabilizarse, persisten efectos residuales que impiden un cierre definitivo del ajuste. La relación causal de la prueba de Granger es significativa (0.008742***).

Figura 10. Función Impulso-respuesta de un aumento en la carga impositiva sobre el GINI para Colombia.

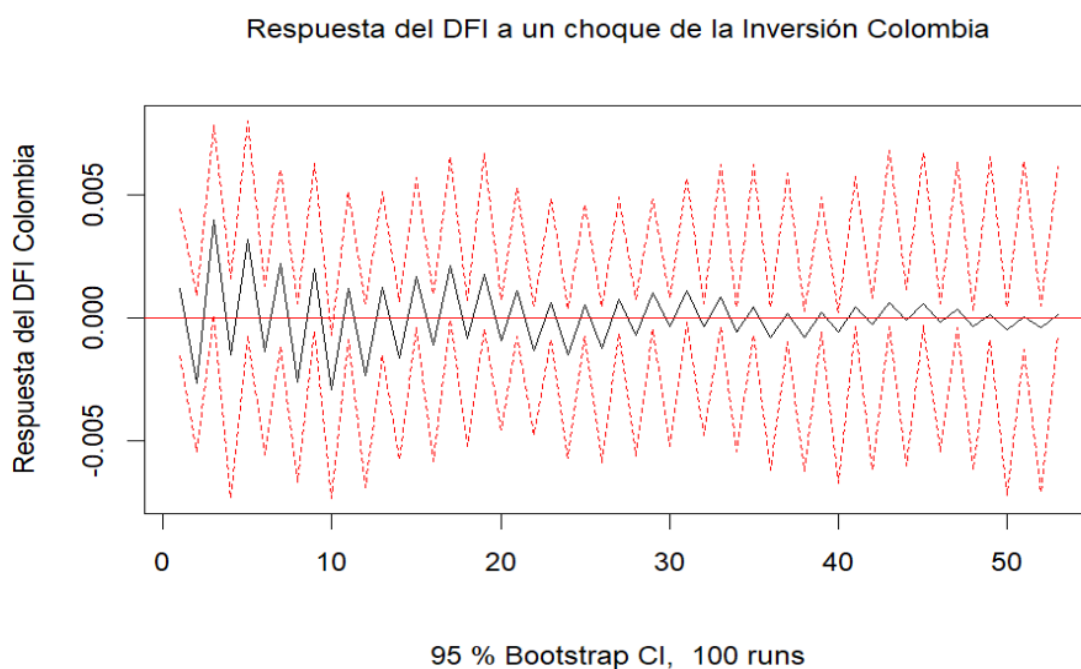


Fuente: Elaboración propia.

Ante un aumento en la carga impositiva, el índice de Gini no responde en el primer trimestre, sin embargo, del segundo trimestre a el quinto trimestre el Gini empeora, reflejando que el efecto de

mayores impuestos se traduce en un deterioro sostenido de la distribución del ingreso entre los hogares. La serie llega a su estado estacionario en el periodo 20. La relación causal de la prueba de Granger es significativa (0.0001973***).

Figura 11. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de inversión sobre la DFI para Colombia.

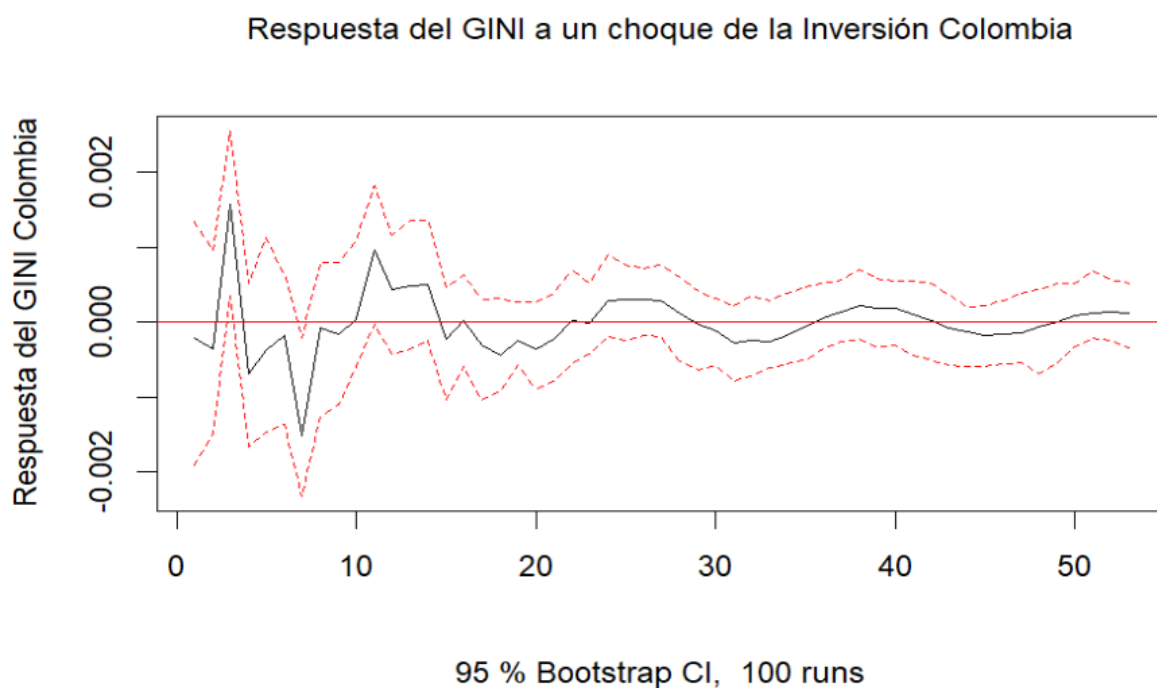


Fuente: Elaboración propia.

La DFI presenta una mejora tras un aumento en la inversión, observándose un efecto positivo en el primer trimestre que se reafirma en el tercero. Este resultado es consistente con Kregel (1978), quien sostiene que la inversión cumple un papel redistributivo dentro de la economía, así como con los efectos positivos, aunque marginales, identificados por Vigoya et al. (2023). La serie no

converge completamente a su estado estacionario. La relación causal de la prueba de Granger es significativa (0.09181*)

Figura 12. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de inversión sobre el GINI en Colombia.

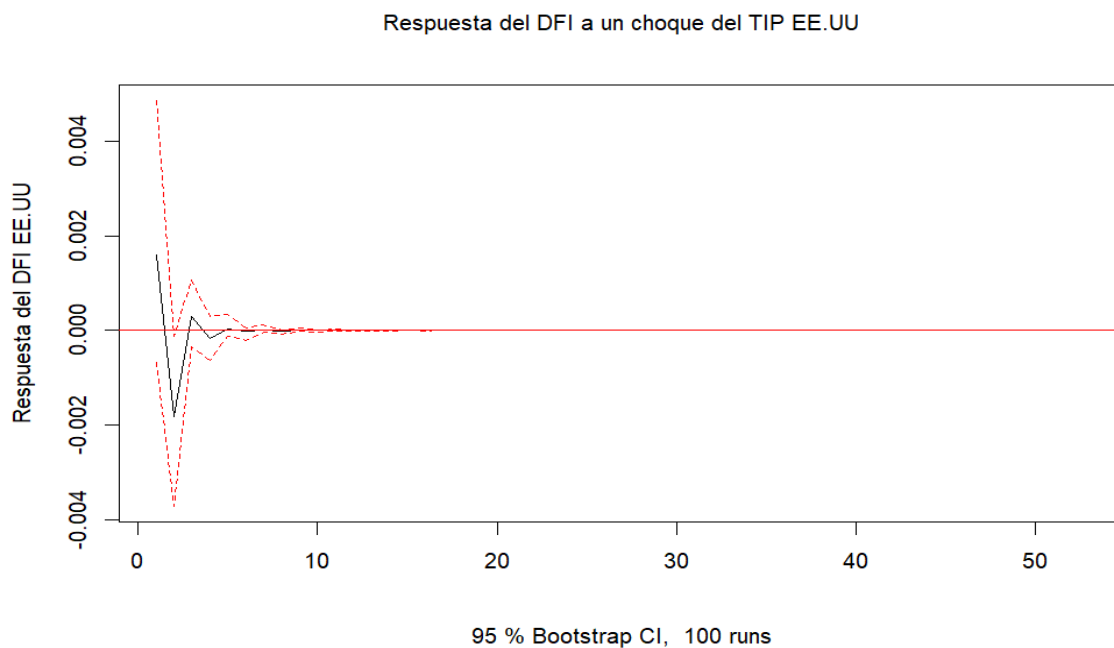


Fuente: Elaboración propia.

En el primer trimestre, la inversión presenta un efecto positivo sobre el índice de Gini, efecto que vuelve a observarse en el sexto trimestre. Esto sugiere que, de manera similar a lo evidenciado en la DFI, la inversión también genera mejoras en la distribución del ingreso a nivel de los hogares.

La relación causal de la prueba de Granger es significativa (0.09399*)

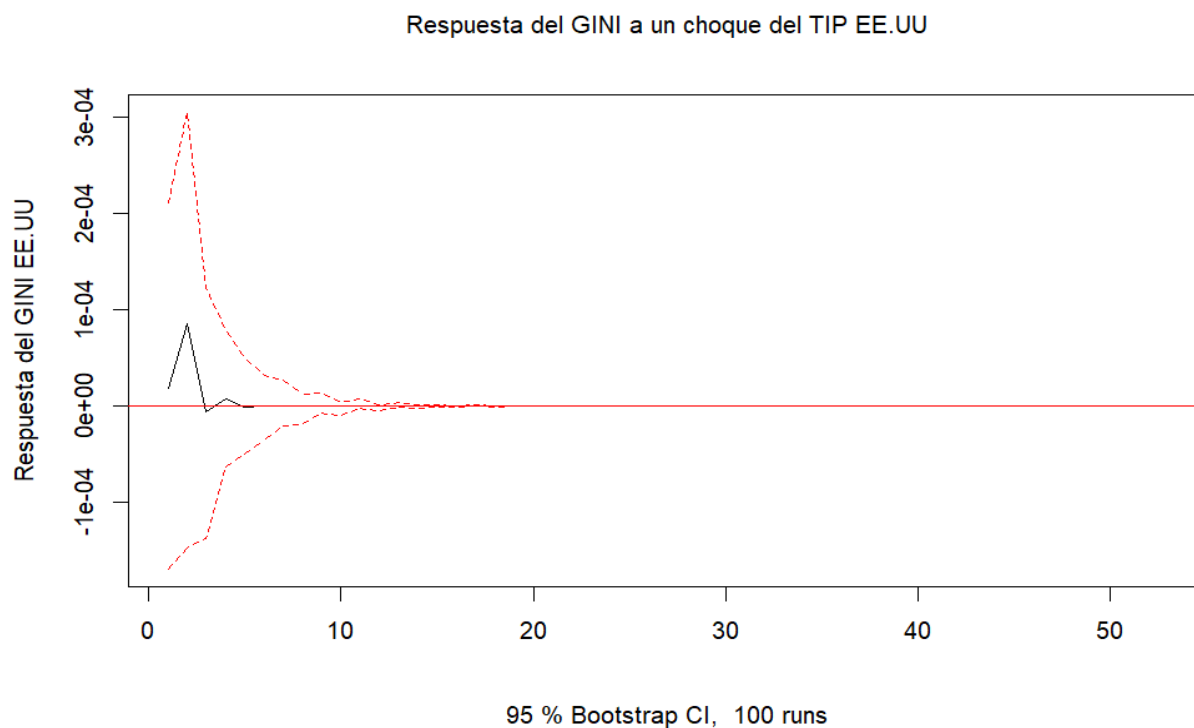
Figura 13. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de política sobre el DFI de Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia.

Frente a un movimiento al alza de la tasa de interés por parte de la FED, la DFI reacciona inicialmente de manera positiva, efecto asociado a la caída del valor agregado bruto, lo que eleva transitoriamente la participación salarial. Posteriormente, la DFI cae en el segundo periodo, dado que tasas de interés más altas aumentan la remuneración del capital, y converge al estado estacionario en el séptimo periodo. Prueba de Granger significativa (0.04894).

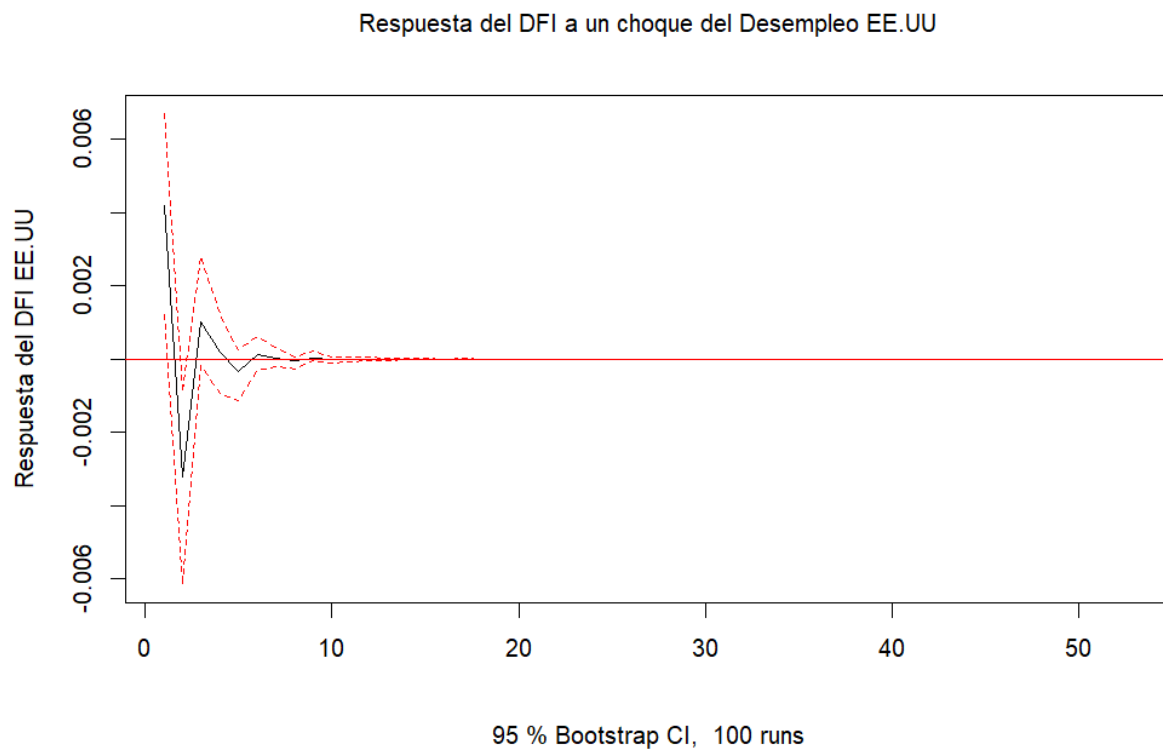
Figura 14. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de política sobre el GINI de Estados Unidos.



Fuente: Elaboración propia

Mientras que, frente a una política monetaria restrictiva el Gini empeora hasta llegar a $0.0001S.D$, en el segundo periodo al aumentar la tasa de interés los créditos se encarecen y los deciles más bajos carecerán de acceso a dichos créditos, conduciendo a un incremento en la desigualdad, caso contrario al de Davtyan (2016) donde un choque de política monetaria contractiva reduce la desigualdad. Para el quinto periodo se observa que el Gini llega a su estado estacionario. Prueba de Granger significativa (0.08654).

Figura 15. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de desempleo sobre el DFI de Estados Unidos

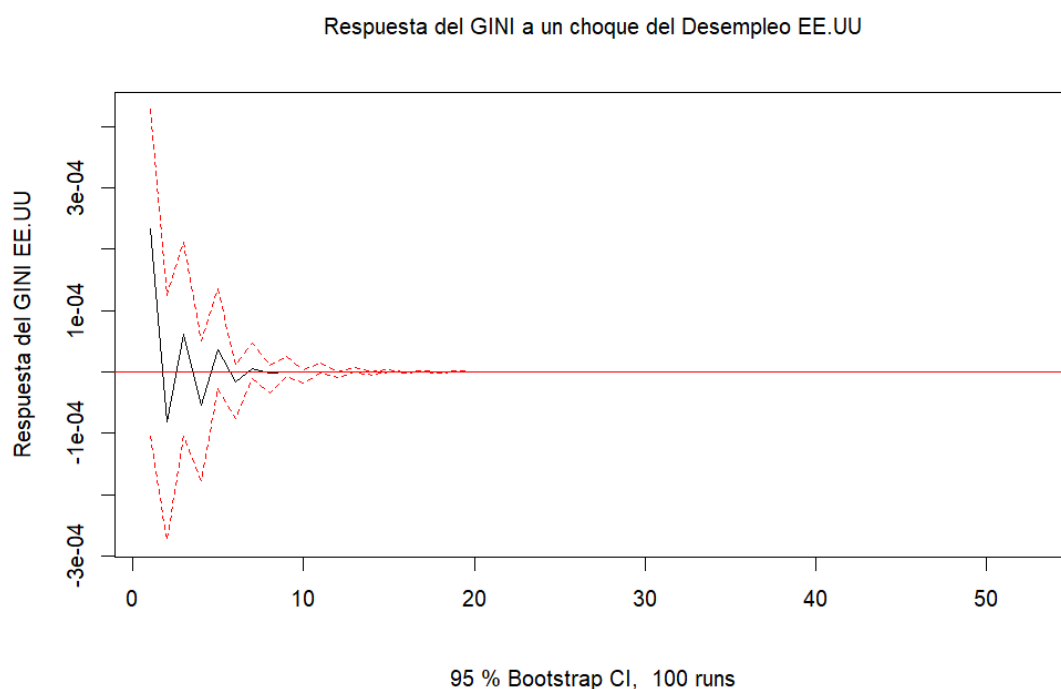


Fuente: Elaboración propia

Ante un incremento del desempleo, la DFI mejora en el primer trimestre. Esto puede explicarse por el mayor uso del seguro de desempleo, que sostiene temporalmente el consumo autónomo y eleva la participación salarial frente al valor agregado, alcanzando cerca de 0.004 S.D. Este comportamiento también es consistente con episodios recesivos en economías desarrolladas, donde la caída del valor agregado suele ser más pronunciada, haciendo que el denominador de la DFI disminuya y dando la apariencia temporal de una mejora en la participación de los salarios.

No obstante, conforme aumenta el desempleo, el poder de negociación laboral disminuye y los salarios se reducen, lo que explica la respuesta negativa alrededor del tercer periodo. La serie converge al estado estacionario antes del quinto periodo. La respuesta es estadísticamente significativa (Granger: 0.0865).

Figura 16. Función Impulso-respuesta de un aumento en la tasa de desempleo sobre el GINI de Estados Unidos

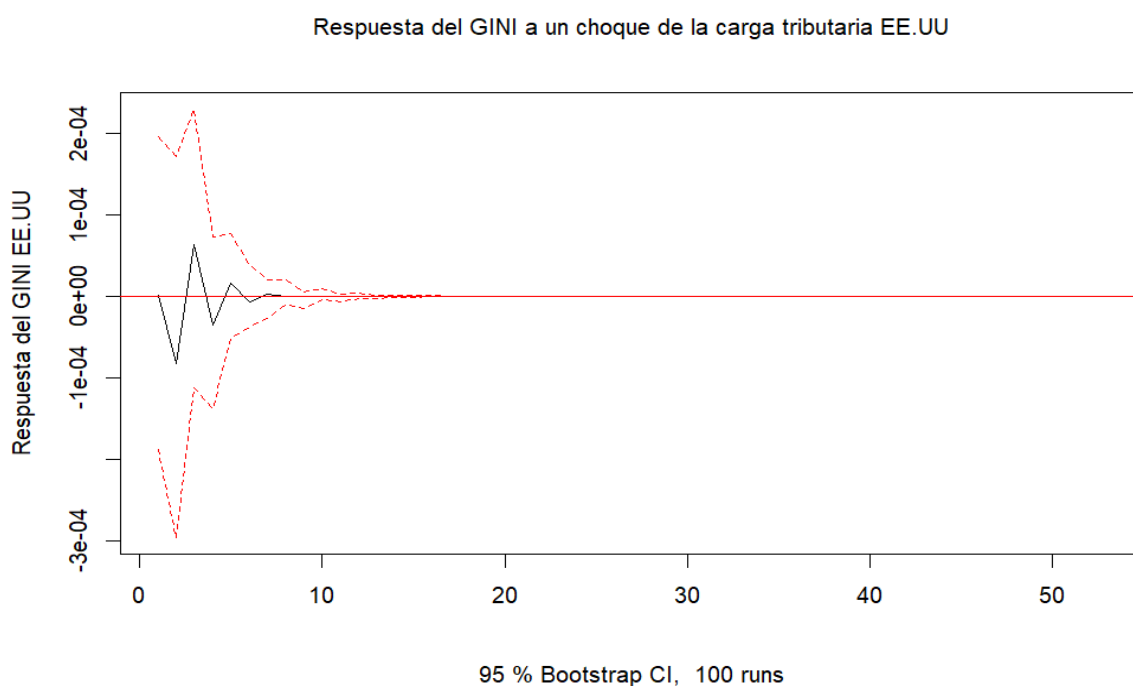


Fuente: Elaboración propia

En cambio, el GINI empeora marginalmente ante un aumento en la tasa de desempleo en el periodo 2 porque la población de los deciles más bajos es la más sensible a la pérdida de puestos de trabajo esto genera una mayor desigualdad, finalmente llega a su estado estacionario en el décimo período.

El modelo para los impuestos y la respuesta del DFI no es tenido en cuenta a raíz de que el test de Granger resultó en nula existencia de causalidad en las variables (0.1657)

Figura 17. Función Impulso-respuesta de un aumento en el recaudo de impuestos sobre el DFI de Estados Unidos

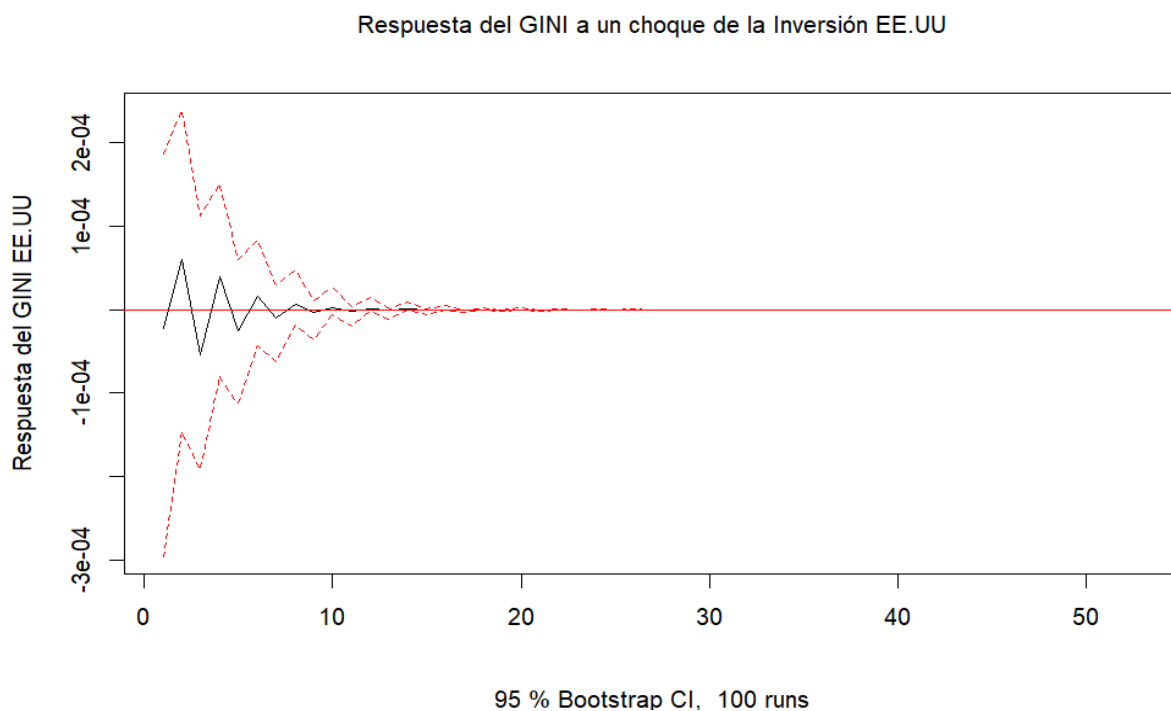


Fuente: Elaboración propia.

Frente a un incremento en el recaudo impositivo, el Gini reacciona hasta el segundo periodo, el efecto de estos impuestos mejora marginalmente la distribución de los ingresos entre deciles, dado que, una mayor recaudación mejora el gasto social por parte del gobierno, este efecto llega a estado estacionario en el séptimo trimestre.

El modelo para la inversión y la respuesta del DFI no es tenido en cuenta a raíz de que la prueba de Granger resultó en nula existencia de causalidad en las variables (0.1772)

Figura 18. Función Impulso-respuesta de un aumento en la inversión privada sobre el Gini de Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia.

Tras un incremento de la inversión, el índice de Gini mejora marginalmente en el primer trimestre y, posteriormente, vuelve a aumentar en el siguiente. Esto ocurre porque una mayor inversión inicialmente reduce la desigualdad al estimular el empleo y el consumo; no obstante, después del trimestre 12, el efecto se desvanece y la serie converge nuevamente hacia su estado estacionario.

Conclusiones

El análisis de la dinámica de la distribución funcional y personal del ingreso en Colombia entre 2010 y 2023 mostró que los cambios en la política monetaria, y en los agregados macroeconómicos estudiados, generaron efectos distributivos diferenciados entre trabajo y capital. Los episodios de política monetaria contractiva (asociados a presiones inflacionarias, shocks climáticos y ajustes fiscales) se relacionaron con una reducción en la participación salarial y una mayor concentración del ingreso en las rentas del capital, incluso en contextos de disminución del desempleo. Además, las persistentes limitaciones estructurales del mercado laboral, como la elevada informalidad, la baja capacidad de absorción del empleo y los rezagos salariales, impidieron que los ciclos de recuperación económica se tradujeran en mejoras distributivas sostenidas.

Por otro lado, el análisis de Estados Unidos evidenció que las respuestas monetarias y fiscales expansivas, es decir, aquellas que buscan aumentar el consumo, el empleo y la inversión cuando la economía se desacelera, permitieron estabilizar la actividad tras la crisis financiera y la pandemia, impulsando gradualmente el empleo y la inversión; sin embargo, sus efectos distributivos fueron limitados. Aunque se observaron mejoras coyunturales, la participación salarial en el valor agregado se mantuvo estable y la desigualdad no presentó reducciones sostenidas, especialmente tras los recortes tributarios de 2017 que favorecieron al capital. El posterior ajuste monetario desde 2022, orientado a contener presiones inflacionarias, revirtió parte de las ganancias laborales, confirmando que, pese a su efectividad macroeconómica, las políticas implementadas no lograron modificar de manera estructural las brechas distributivas en el país.

Según los resultados econométricos en un marco de tiempo de corto plazo, las políticas monetarias contractivas cuyo objetivo es frenar el ritmo de la economía mediante el aumento de tasas de interés o la restricción del crédito cuando los precios están subiendo demasiado rápido, deterioran la DFI en Colombia y generan un aumento marginal del índice de Gini en Estados Unidos. De manera similar, un incremento en el desempleo empeora tanto la DFI como el Gini en Colombia, mientras que en Estados Unidos solo se observa un deterioro marginal del Gini. Además, en Colombia un aumento en la carga tributaria provoca una respuesta inicial regresiva, con un empeoramiento simultáneo del Gini y la DFI.

Por el contrario, en Estados Unidos la política monetaria contractiva mejora inicialmente la DFI, al igual que el aumento del desempleo, originando un efecto positivo de la participación salarial sobre el valor agregado de la economía. A diferencia de Colombia, la carga tributaria mejora marginalmente el Gini en Estados Unidos. Finalmente, en ambos países un aumento de la inversión privada contribuye a mejorar la distribución del ingreso.

Estos resultados evidencian diferencias estructurales: En Estados Unidos existe una mayor protección social, apoyada en un sistema pensional diversificado y en mecanismos de ahorro que garantizan una pensión mínima (Lara, 2023). A ello se suma un seguro de desempleo amplio, que en 2022 permitió que más de 4 millones de personas recibieran un ingreso mensual mientras encontraban un nuevo empleo (Congreso de Estados Unidos, 2023). En contraste, en Colombia “el Mecanismo de Protección al Cesante (MPC) no logra funcionar como un seguro de desempleo real, pues su cobertura es baja, los beneficios económicos son insuficientes y el periodo de apoyo es muy corto” (Vélez Montes, 2022). También se observa una diferencia marcada en inclusión financiera: cerca del 80 % de los estadounidenses accede al crédito (Reserva Federal de Nueva York, 2025), mientras que en Colombia esta posibilidad alcanza

apenas al 35 % de la población (Superintendencia Financiera, 2025). En conjunto, estas brechas permiten que los hogares estadounidenses amortigüen mejor los choques económicos y experimenten mejoras transitorias en la distribución del ingreso, mientras que en Colombia la informalidad y la menor capacidad institucional amplifican los efectos negativos sobre la desigualdad.

Recomendaciones

Dado que la tasa de política monetaria presenta efectos distributivos marcados en Colombia, se recomienda que, en escenarios de inflación en tendencia descendente o cercana a la meta, las autoridades monetarias consideren una postura menos contractiva. En este contexto otorgar mayor prelación al producto y al empleo frente al control estricto de precios podría evitar deterioros en la DFI. A diferencia de Estados Unidos (cuyo sistema financiero profundo y mayor cobertura social permiten amortiguar los efectos contractivos) la economía colombiana enfrenta limitaciones estructurales como una menor inclusión financiera y alta informalidad que amplifican los impactos regresivos de la política monetaria.

Asimismo, fortalecer la educación e inclusión financiera es clave para mitigar los efectos regresivos de la política monetaria. Como señalan Taboada y Villamizar (2024), en Colombia los hogares de menores ingresos enfrentan mayores restricciones de liquidez y menor acceso al crédito, mientras que los de ingresos altos tienen mayor capacidad de ahorro y endeudamiento formal. Esto implica que los efectos de la política monetaria son heterogéneos entre grupos socioeconómicos, y que avanzar en inclusión financiera es necesario para reducir asimetrías distributivas y mejorar la transmisión monetaria.

Por otra parte, los aumentos del desempleo afectan más severamente la distribución del ingreso en Colombia que en Estados Unidos, debido a brechas estructurales en seguridad laboral, protección social y remuneración, especialmente en ocupaciones de baja productividad (Conceicao y Ferreira, 2004). Aunque en Colombia se han implementado reformas orientadas a promover la formalización (como la Ley 1429 de 2010, la Reforma Tributaria de 2012 y los Decretos 2616 de 2013 y 1875 de 2015) sus efectos han sido limitados, pues en muchos casos las empresas han aprovechado los beneficios tributarios sin traducirlos en mayores niveles de formalización (Salcedo Pérez et al., 2020).

Por ello, se recomienda avanzar hacia estrategias integrales alineadas con las recomendaciones de la OIT, enfocadas en fortalecer la protección social, reducir la alta rotación laboral, aumentar la productividad de las pymes y de los trabajadores independientes, y consolidar regímenes contributivos simplificados que incentiven la formalización sin promover empleos precarios (Bertranou, 2019). Este enfoque requiere una coordinación institucional sostenida para garantizar impactos duraderos y asegurar condiciones mínimas de bienestar económico.

Adicionalmente, estos esfuerzos pueden fortalecerse tomando como referencia experiencias de países como Chile y Uruguay, que han logrado reducir la informalidad (Mansilla, 2021). En estos casos, garantizar acceso a la seguridad social, ofrecer información clara sobre la normativa laboral y fortalecer la formación de capital humano han sido factores clave. Seguir ese camino no sólo promovería el empleo formal, sino que también fortalecería la efectividad de la política monetaria, al aumentar el acceso al sistema financiero y contribuir a reducir la desigualdad.

Por último, el aumento de las tasas impositivas está siendo un generador de desigualdad, se debería impulsar un mayor gravamen a las personas con más ingresos en el país y no aumentar la base tributaria a personas entre los deciles medianos de la población colombiana, además de reducir el cobro de impuestos indirectos como el IVA (Espitia et al. 2017). No basta con recaudar impuestos para que estos cumplan un efecto redistributivo; se requiere una gestión eficiente, transparente y estratégica del gasto público. Por ello, es necesario mejorar la focalización y evaluación de las inversiones mediante criterios de rentabilidad social, implementar presupuestos que garanticen continuidad y sostenibilidad fiscal, reducir rigideces y prácticas clientelistas, fortalecer los sistemas de seguimiento y control, y promover la participación ciudadana y la transparencia en la ejecución estatal. Estas recomendaciones buscan asegurar que los recursos públicos realmente contribuyan al bienestar social, la equidad territorial y el desarrollo productivo del país (Espitia et al., 2018). Más que imponer reformas innovadoras se debe tener en cuenta la estructura y el contexto de cada nación, no existe una fórmula milagrosa para reducir la desigualdad solo existen políticas acordes a las necesidades de cada uno.

Finalmente, para ampliar el marco de esta investigación se recomienda incluir otros países y regiones como China, la zona euro o el continente africano, del mismo modo, añadir otras variables ya sea el gasto público, la informalidad laboral u otras medidas explicativas de la desigualdad y comparar más líneas de pensamiento que sumen a esta discusión.

Referencias

- Abeles, M., Arakaki, A. y Villafañe, S. (2017, mayo 1). *Distribución funcional del ingreso en América Latina desde una perspectiva sectorial* (Serie Estudios y Perspectivas, 1[1], 46). CEPAL. <https://hdl.handle.net/11362/41786>
- Albert Moreno, J. F. (2023, enero). Análisis de la relación de la política monetaria y la estructura bancaria con las desigualdades económicas. *Revista de Treball, Economia i Societat*, (109), 1–18.
- Albert, J. F., Gómez, N., y Ochendo, C. (2017, marzo 10). Effects of unconventional monetary policy on income and wealth distribution: Evidence from United States and Eurozone. *Panoeconomicus*, 66(5), 535–558. <https://doi.org/10.2298/PAN161208007M>
- Banco de la República (BanRep). (2025, febrero 10). *Datos estadísticos económicas Banco de la República - Banco central de Colombia*. https://suameca.banrep.gov.co/estadisticas-economicas/#/informacionSerie/100001/inflacion_y_meta
- BanRep. (2011, diciembre). *Informe sobre inflación* (ISSN 1657-7973). Banco de la República. <https://repositorio.banrep.gov.co/items/0d16aae9-bed1-4147-aba6-e9bc256bd5e7>
- BanRep. (2013, junio). *Informe sobre inflación* (ISSN 1657-7973). Banco de la República. <https://repositorio.banrep.gov.co/items/ce9fdbf1-0726-4e51-a24c-c7ecb55f38c3>
- BanRep. (2014, diciembre). *Informe sobre inflación* (ISSN 1657-7973). Banco de la República. <https://repositorio.banrep.gov.co/items/4c61da73-4267-4883-b552-695981500318>
- BanRep. (2023, enero). *Informe de política monetaria* (ISSN 2711-1164). Banco de la República. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-politica-monetaria/enero-2023>

- BanRep. (2023, octubre). *Informe de política monetaria* (ISSN 2711-1164). Banco de la República. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-politica-monetaria/octubre-2023>
- Banco Mundial. (2025, enero 28). *Índice de Gini - United States*. The World Bank. Recuperado el 3 de marzo de 2025, de <https://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI?locations=US>
- Bertranou, F. (2019). Reexaminando la informalidad laboral y las políticas para su reducción en América Latina. OIT. <https://repositorio.banrep.gov.co/items/7ea73a12-b4e0-49a8-acd4-0d935be78e85>
- Bloomberg. (2025, enero 15). Inflación de Estados Unidos se aceleró a 2,9% y llegó a datos máximos de julio 2024. *LaRepublica.co*. <https://www.larepublica.co/globoeconomia/la-inflacion-de-estados-unidos-se-acelero-nuevamente-y-llego-a-maximos-de-julio-2024-4036975>
- Cáceres, N., & Urbina, D. A. (2023, mayo 15). Determinantes de la desigualdad en la Comunidad Andina: Evidencia desde un panel VAR bayesiano. *Lecturas de Economía*, 1(99), 209–243. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n99a352399>
- CEPAL. (2024, diciembre 12). *Estadísticas e indicadores: Demográficos y sociales - CEPALSTAT bases de datos y publicaciones estadísticas*. Recuperado el 3 de marzo de 2025, de <https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/dashboard.html?theme=1&lang=es>
- Chávez, N., Gómez, N., Vigoya, J. y Pedraza, M. (2023). Effects of Macroeconomic Aggregates on the Functional Distribution of Income in Colombia between 2000 and 2020: A Post-Keynesian Approach. *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*. 19(37). <https://doi.org/10.18270/cuaderlam.v19i37.4018>

- Conceicao, P., & Ferreira, M. P. (2004). Desigualdad y desempleo en Europa el remedio estadounidense. In J. K. Galbraith & M. Berner (Eds.), *Desigualdad y cambio industrial* (pp. 125-152). Ediciones Akal. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=926136>
- Congreso de Estados Unidos. (18 de 04 de 2023). *The Fundamentals of Unemployment Compensation*. <https://www.congress.gov/crs-product/IF10336>
- Cortés, F. (2003). El ingreso y la desigualdad en su distribución en México. *Papeles de Población*, 9(35).
- Cortés Valencia, D. A. (2020). *Impacto de la política tributaria sobre la distribución funcional del ingreso en Colombia: Años 1970–2018* (Tesis de maestría). Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Ciencias Económicas.
- Crandall-Hollick, M. L. (2013). (p. 1-9). *An Overview of the Tax Provisions in the American Taxpayer Relief Act of 2012*. Washington, DC: Congressional Research Service.
- Crawford, S., & Markarian, G. (2024). *The effect of the tax cuts and jobs act of 2017 on corporate investment*. *Journal of Corporate Finance*, 87, 102619.
- Domanski, D., Scatigna, M., & Zabai, A. (2016, marzo 6). *Wealth inequality and monetary policy*. SSRN. <https://ssrn.com/abstract=2744862>
- Espitia, J., Ferrari, C., Hernández, G., Hernández, I., González, J. I., Reyes, L. C., Villabona, J. O., & Zafra, G. (2017). Sobre la reforma tributaria estructural que se requiere en Colombia. *Revista de Economía institucional*, 19(36), 149-174. <https://doi.org/10.18601/01245996.v19n36.06>
- Espitia, J., Ferrari, C., González, J.I., Hernández, I., Reyes, L.C., Romero, A., Tassara, C., Varela, D., Villabona, J. y Zafra, G. 2018. El gasto público en Colombia. Reflexiones y

- propuestas. *Revista de Economía Institucional*. 21, 40 (dic. 2018), 291–326.
<https://doi.org/10.18601/01245996.v21n40.11>.
- Efron, B., & Tibshirani, R. (14 de May de 1994). *An Introduction to the Bootstrap*. Obtenido de <https://www.taylorfrancis.com/books/mono/10.1201/9780429246593/introduction-bootstrap-bradley-efron-tibshirani>
- FED. (2014, 02 11). *Monetary Policy Report*. Federal Reserve.
https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/files/20140211_mprfullreport.pdf
- FED. (2017, 07 14). *Monetary Policy Report*. Federal Reserve.
https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/files/20170214_mprfullreport.pdf
- FED. (2021, agosto). *The Fed explained: What the central bank does*. Federal Reserve Board.
<https://www.federalreserve.gov/aboutthefed/files/the-fed-explained.pdf>
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1–17.
- Keynes, J. M. (1943). El principio de la demanda efectiva. En *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero* (1.^a ed., pp. 46–52). Fondo de Cultura Económica.
<https://labiblioteca.mx/llyfrgell/0963.pdf>
- Kregel, J. (1978). Post-keynesian Theory: In-come Distribution. A Guide to Post-keynesian Economics. *Challenge*, 21(48), 37-43. <https://doi.org/10.1080/05775132.1978.11470449>
- Kleimann, David et al. (2023) : *How Europe should answer the US Inflation Reduction Act*, *Bruegel Policy Contribution*, No. 04/2023, Bruegel, Brussels,
<https://hdl.handle.net/10419/274198>
- Lin, J.-L. (2006). *Teaching notes on impulse response function and structural VAR*. Institute of Economics, Academia Sinica; Department of Economics, National Chengchi University.

- López Camargo, D. L., & Vásquez Valbuena, J. P. (2017). Efectos de la política monetaria bajo el esquema de inflación objetivo, sobre la distribución funcional del ingreso en Colombia. <https://ciencia.lasalle.edu.co/economia/546>
- Lora, E., y Prada, S. (2023). *Técnicas de medición económica: Metodología y aplicaciones en Colombia* (6.ª ed.). Universidad Icesi. ISBN 978-628-7630-66-6 (eBook)
- Mansilla, P. (2021). *Informalidad laboral en Chile: evolución, determinantes y propuestas para América Latina* (Documento de Trabajo N° 106). Centro Latinoamericano de Políticas Económicas y Sociales — UC.
- Martínez, R., y Soto, E. (2012). El Consenso de Washington: La instauración de las políticas neoliberales en América Latina. *Política y Cultura*, 35–64.
- Medina, F. (2001). *Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso* (Estudios estadísticos y prospectivos No. 9). CEPAL. ISBN 92-1-321793-5
- Moore, B. J. (1989). The effects of monetary policy on income distribution. En P. Davinson & J. Kregal (Eds.), *Macroeconomics problems and policies of income distribution* (pp. 18–40). ISBN 1 85278 206 4
- Moreno, Á. M. (2014). La política monetaria y la distribución funcional del ingreso: Lo que usted quiso saber y no se atrevió a preguntar. *Documentos Escuela de Economía*, 50. ISSN 2011-6322
- Niggle, C. J. (1989). Monetary policy and changes in income distribution. *Journal of Economic Issues*, 23(3), 809–822. <http://www.jstor.org/stable/4226174>
- Prante, F. J. (2018, abril 17). Macroeconomic effects of personal and functional income inequality: Theory and empirical evidence for the US and Germany. *Panoeconomicus*, 65(3), 289–318. <https://doi.org/10.2298/PAN1803289P>

Reserva federal de Nueva York. (30 de 09 de 2025). Financial inclusion Federal Reserve.

Obtenido de Federal Reserve of New York.

https://www.newyorkfed.org/search?text=Financial+Inclusion+in+the+United+States%3A+Measurement%2C+Determinants%2C+and+Recent+Developments%2C&application=ny_pub&sources=ny_pub

Ridhwan, M. M., Groot, H., Nijkamp, P., y Rietveld, P. (2010, abril 25). *The impact of monetary policy on economic activity: Evidence from a meta-analysis*. SSRN.

<https://ssrn.com/abstract=1594036>

Rochon, L.-P., y Rossi, S. (2006). Inflation targeting, economic performance, and income distribution: A monetary macroeconomics analysis. *Journal of Post Keynesian Economics*, 28, 615–638.

Rochon, L.-P., y Setterfield, M. (2007). Interest rates, income distribution, and monetary policy dominance: Post Keynesians and the "fair rate" of interest. *Journal of Post Keynesian Economics*, 30(1), 13–42. <https://doi.org/10.2753/PKE0160-34773000101>

Romer, D. (2006). Las teorías tradicionales keynesianas sobre las fluctuaciones económicas. En *Macroeconomía avanzada* (3.^a ed., pp. 226–245). McGraw-Hill.

Salcedo Pérez, C., Moscoso Durán, F. F., y Ramírez Salazar, M. P. (2020). *Economía informal en Colombia: iniciativas y propuestas para reducir su tamaño*. Revista Espacios, 41(3), 22.

Sorensen, P., Whitta, J., y Hans, J. (2008). Capítulo 7. La política de estabilización: ¿Por qué y cómo? En *Introducción a la macroeconomía avanzada* (Vol. 2, pp. 207–231). McGraw-Hill Interamericana. ISBN 9788448162863

Superintendencia financiera. (29 de 05 de 2025). Superintendencia financiera. Obtenido de
Reporte de inclusión financiera 2024.

<https://www.superfinanciera.gov.co/publicaciones/10115643/reporte-de-inclusion-financiera-2024/>

Taboada-Arango, B. y Villamizar-Villegas, M. (2024). 19. ¿Cómo afecta la política monetaria la desigualdad? En *Mitos y realidades de la política monetaria* (pp. 197-205). Banco de la República. <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/11012>

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)

Vélez Montes, G. (2022). El mecanismo de protección al cesante: revisión de literatura en el marco de los seguros de desempleo para Colombia. *Ensayos de Economía*, 32(61), 149–173. <https://doi.org/10.15446/ede.v32n61.96326>

Vigoya Casas, J. E., Gómez Ramírez, N. M., Pedraza Rivera, M. A., & Chávez Muñoz, N. M. (2023). Estudio sectorial de la distribución funcional del ingreso en Colombia. *Equidad y Desarrollo*, 42. <https://doi.org/10.19052/eq.vol1.iss42.10>

Villarreal, F. (2018). Política monetaria y desigualdad de los hogares en México. *Serie Estudios y Perspectivas – México*, N.º 178.

Anexos

Anexo A

Tabla 2. Prueba de raíz unitaria en niveles con intercepto para Colombia

Colombia				
Variable	Estadístico t	Probabilidad	Decisión	Diferencia
DFI	-1.8752	0.6249	H_0	0.04553**
GINI	-2.5225	0.3639	H_0	0.01***
TIP	-2.9945	0.1736	H_0	0.03991**
D	-1.6161	0.7294	H_0	0.01***
T	-5.6257	0.01***	H_1	-
INV	-4.765	0.01***	H_1	-

Nota. La prueba de Dickey Fuller Aumentada considera como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria. H_0 significa No Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

Tabla 3. Prueba de raíz unitaria en niveles con intercepto para Estados Unidos

Estados Unidos					
Variable	Estadístico t	Probabilidad	Decisión	Diferencia1	Diferencia2
TIP	-2.4767	0.3832	H_0	0.2519	0.09708*
DFI	-2.9702	0.7716	H_0	0.01***	-
GINI	-0.96643	0.9324	H_0	0.5094	0.01***
D	-2.4145	0.4075	H_0	0.01***	-
I	-4.2189	0.01***	H_1	-	-
T	-4.1302	0.04084**	H_1	-	-

Nota. La prueba de Dickey Fuller Aumentada considera como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria. H_0 significa No Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

Anexo B

Tabla 4. Pruebas de longitud de rezagos para Colombia

Colombia				
Rezagos	AIC	HQ	SC	FPE
VAR_TIP	10	10	1	6
VAR_DES	10	10	5	8
VAR_IMP	10	10	10	10
VAR_INV	5	5	4	5

Nota. * Indica el número de rezagos pertinentes para estimar el modelo VAR.

Tabla 5. Pruebas de longitud de rezagos para Estados Unidos

Estados Unidos				
Rezagos	AIC	HQ	SC	FPE
VAR_TIP	10	10	4	10
VAR_D	10	4	3	4
VAR_I	10	10	3	8
VAR_T	10	10	5	10

Nota. Estos indican el número de rezagos óptimos para cada uno de los modelos

Anexo C

Tabla 6. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Colombia VAR_TIP

VAR_TIP			
Raíces	0.7242200	0.7154803	0.1599679

Nota. Las raíces del modelo no deben ser superiores a la unidad.

Tabla 7. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Colombia VAR_DES

VAR_DES					
Raíces	0.9797340	0.8575456	0.8575456	0.6865301	0.6721453
	0.6721453	0.6068527	0.5073103	0.5073103	

Nota. Las raíces del modelo no deben ser superiores a la unidad.

Tabla 8. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Colombia VAR_IMP

VAR_IMP					
Raíces	0.9856306	0.9131239	0.9131239	0.9050641	0.9050641
	0.8789420	0.8789420	0.7104463	0.7104463	0.6063972
	0.5835544	0.1763237			

Nota. Las raíces del modelo no deben ser superiores a la unidad.

Tabla 9. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Colombia VAR_INV

VAR_INV					
Raíces	0.9690416	0.9690416	0.9508172	0.8763110	0.8763110
	0.8551337	0.8551337	0.7472722	0.7472722	0.5834468
	0.5834468	0.4540742			

Nota. Las raíces del modelo no deben ser superiores a la unidad.

Tabla 10. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Estados Unidos VAR_TIP

VAR_TIP			
Raíces	0.5058968	0.3322349	0.2396297

Nota. Las raíces del modelo no deben ser superiores a la unidad.

Tabla 11. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Estados Unidos VAR_DES

VAR_D			
Raíces	0.5226215	0.5226215	0.5030824

Nota. Las raíces del modelo no deben ser superiores a la unidad.

Tabla 12. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Estados Unidos VAR_IMP

VAR_IMP			
Raíces	0.5226215	0.3894889	0.3512889

Nota. Las raíces del modelo no deben ser superiores a la unidad.

Tabla 13. Prueba raíces invertidas del polinomio autorregresivo para Estados Unidos VAR_INV

VAR_INV			
Raíces	0.5678579	0.3807706	0.1789909

Nota. Las raíces del modelo no deben ser superiores a la unidad.

Anexo D

Tabla 14. Prueba de Correlación Serial multivariada: Prueba del Multiplicador de Lagrange para Colombia

Colombia			
	Df	Probabilidad	Decisión
VAR_TIP	126	0.06098**	NRH ₀
VAR_DES	126	0.05059**	NRH ₀
VAR_IMP	72	0.06615**	NRH ₀
VAR_INV	54	0.06337**	NRH ₀

Nota. La prueba del Multiplicador de Lagrange considera como hipótesis nula la no existencia de correlación serial. NRH₀ significa No Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos *** p>0.1; ** p>0.05; * p>0.01.

Tabla 15. Prueba de Correlación Serial multivariada: Prueba del Multiplicador de Lagrange para Estados Unidos

Estados Unidos			
	Df	Probabilidad	Decisión
VAR_TIP	189	0.07364**	H ₁
VAR_DES	162	0.1025***	H ₁
VAR_INV	207	0.06318**	H ₁
VAR_IMP	216	0.08174**	H ₁

Nota. La prueba del Multiplicador de Lagrange considera como hipótesis nula la no existencia de correlación serial. H₁ significa No Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos *** p>0.1; ** p>0.05; * p>0.01.

Anexo E

Tabla 16. Prueba de Heteroscedasticidad para Colombia

Colombia				
	Chi-sq	Df	Probabilidad	Decisión
VAR_TIP	273.72	252	0.1659***	NRH ₀
VAR_DES	246.56	216	0.07521**	NRH ₀
VAR_IMP	222.89	216	0.3593***	NRH ₀
VAR_INV	73.655	72	0.4237***	NRH ₀

Nota. La prueba de heteroscedasticidad considera como hipótesis nula la no existencia de heteroscedasticidad. NRH₀ significa No Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos *** p>0.1; ** p>0.05; * p>0.01.

Tabla 17. Prueba de Heteroscedasticidad para Estados Unidos

Estados Unidos				
	Chi-sq	Df	Probabilidad	Decisión
VAR_TIP	267.58	252	0.239***	H ₁
VAR_DES	267.55	252	0.2393***	H ₁
VAR_INV	259.89	252	0.352***	H ₁
VAR_IMP	245.42	216	0.08265**	H ₁

Nota. La prueba de heteroscedasticidad considera como hipótesis nula la no existencia de heteroscedasticidad. H₁ significa No Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos *** p>0.1; ** p>0.05; * p>0.01.

Anexo F

Tabla 18. Pruebas de normalidad para Colombia

VAR_TIP			
Prueba	Chi-sq	Probabilidad	Decisión
Jarque -Bera	408.9	2.2e-16	RH0
Asimetría	57.682	1.838e-12	RH0
Curtosis	351.21	2.2e-16	RH0

Nota. Las pruebas de normalidad (multivariada) considera como hipótesis nula la existencia de normalidad. NRH0 significa No Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos *** $p > 0.1$; ** $p > 0.05$; * $p > 0.01$.

Tabla 19. Pruebas de normalidad para Estados Unidos

VAR_TIP			
Prueba	Chi-sq	Probabilidad	Decisión
Jarque -Bera	171.56	2.2e-16	H_0
Asimetría	11.656	0.008661	H_0
Curtosis	159.6	2.2e-16	H_0

Nota. Las pruebas de normalidad (multivariada) considera como hipótesis nula la existencia de normalidad. H_1 significa No Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos *** $p > 0.1$; ** $p > 0.05$; * $p > 0.01$.

Anexo G

Tabla 20. Prueba de causalidad de Granger para Colombia

Colombia			
Hipótesis nula	Obs / Rezagos	Probabilidad	Decisión
TIP no causa en el sentido de Granger a DFI	50 / 2	0.03589 **	RH_0
TIP no causa en el sentido de Granger a GINI	-	-	NRH_0
DES no causa en el sentido de Granger a DFI	51 / 1	0.004324***	RH_0
DES no causa en el sentido de Granger a GINI	41 / 6	0.02399 **	RH_0
IMP no causa en el sentido de Granger a DFI	42 / 6	0.008742***	RH_0
IMP no causa en el sentido de Granger a GINI	44/5	0.0001973***	RH_0
INV no causa en el sentido de Granger a DFI	20 / 17	0.09181*	RH_0
INV no causa en el sentido de Granger a GINI	48/3	0.09399*	RH_0

Nota. La prueba de causalidad de Granger considera como hipótesis nula la no causalidad entre las variables. NRH_0 significa No Rechazo la Hipótesis Nula, y RH_0 Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabla 21. Prueba de causalidad de Granger para Estados Unidos

Estados Unidos			
Hipótesis nula	Obs / Rezagos	Probabilidad	Decisión
TIP no causa en el sentido de Granger a DFI	50 / 1	0.04894**	H_0
TIP no causa en el sentido de Granger a GINI	51 / 12	0.08654*	H_0
DES no causa en el sentido de Granger a DFI	50 / 1	0.01155**	H_0
DES no causa en el sentido de Granger a GINI	41 / 4	9.77e-05 ***	H_0

IMP no causa en el sentido de Granger a DFI	44 / 3	0.1657	H_1
IMP no causa en el sentido de Granger a GINI	76 / 12	0.01261**	H_0
INV no causa en el sentido de Granger a DFI	47 / 2	0.1772	H_1
INV no causa en el sentido de Granger a GINI	41 / 4	0.003839***	H_0

Nota. La prueba de causalidad de Granger considera como hipótesis nula la no causalidad entre las variables. H_1 significa No Rechazo la Hipótesis Nula, y H_0 Rechazo la Hipótesis Nula. Valores significativos * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.