

Artículo de Investigación Científica y Tecnológica

Efectos de redistribución o concentración del PIB de Colombia en función del GINI durante el periodo 1976-2021

EFFECTS OF REDISTRIBUTION OR CONCENTRATION OF COLOMBIA'S GDP IN TERMS OF GINI DURING THE PERIOD 1976-2021

Milton Fernando Angulo-Camargo¹, Jean Kevin González-Parra² y José Fernando Cárdenas-García³

Para citar este artículo: Angulo, C. M., González, P. J. y Cárdenas, G. J. (2024). Efectos de redistribución o concentración del PIB de Colombia en función del GINI durante el periodo (1976-2021). *Clío América*, 18(36), 142 – 156. <https://doi.org/10.21676/23897848.6309>

Recibido: agosto 14 de 2024.

Aceptado: noviembre 18 de 2024.

Publicado en línea: 29 de noviembre de 2024.

RESUMEN

Este documento se enfoca en determinar de forma empírica, a través de modelos de series de tiempo, los efectos de redistribución o concentración del producto interno bruto (PIB) de Colombia en función del índice de Gini durante el periodo 1976-2021, relacionándolo con el análisis teórico que se ha hecho hasta la fecha. Se realiza una revisión literaria partiendo de lo general para llegar a lo particular. Así, se empieza por definir qué son el PIB y el índice de Gini y posteriormente se indica cuál ha sido la relación teórica entre las variables. De este modo se proporciona información valiosa sobre la medición del crecimiento económico de Colombia y se analiza cómo el índice de Gini puede afectar de manera directa e indirecta al PIB de Colombia a lo largo del tiempo. Por último, se realizan las evaluaciones empíricas y los análisis correspondientes que permiten concluir a favor de la relación negativa entre los dos parámetros, según la cual a un mayor Gini le corresponde un menor crecimiento económico.

Palabras clave: producto interno bruto (PIB); índice de Gini; Colombia; series de tiempo; modelos econométricos.

JEL: C01; C13; E17.

ABSTRACT

This paper focuses on empirically determining, through time series models, the effects of redistribution or concentration of Colombia's Gross Domestic Product (GDP) in relation to the Gini index during the period 1976-2021, and thereby linking it to the theoretical analysis conducted to date. Therefore, a literature review is carried out, moving from the general to the specific, defining what GDP and the Gini index are, and then outlining the theoretical relationship between the variables. This provides valuable information on the measurement of Colombia's economic growth and how the Gini index can directly and indirectly affect the country's GDP over time. Finally, empirical evaluations and analyses are conducted, leading to the conclusion of a negative relationship between GDP and the Gini index, where a higher Gini index is expected to correlate with lower economic growth.

Keywords: Gross Domestic Product; Gini Index; Colombia; Time Series; Econometric Models.

¹ PhD©. Universidad Militar Nueva Granada. Bogotá, Colombia. **Email:** milton.anguloc@unimilitar.edu.co **ORCID:** <https://orcid.org/0000-0002-9541-2547>

² Mag. Universidad Militar Nueva Granada. Bogotá, Colombia. **Email:** jkgonzalezp@gmail.com **ORCID:** <http://orcid.org/0009-0004-1613-5695>

³ Mag. Universidad Militar Nueva Granada. Bogotá, Colombia. **Email:** jose.cardenas@unimilitar.edu.co **ORCID:** <https://orcid.org/0000-0002-0145-9417>

INTRODUCCIÓN

Entre las herramientas que se han desarrollado a lo largo del tiempo para medir el crecimiento de un país se destaca el producto interno bruto (PIB), que “mide el valor total de los bienes y servicios finales producidos por el país durante un año o trimestre definido” (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2023). Desde el punto de vista del gasto, este indicador mide el consumo, la inversión, el gasto público y las exportaciones netas para establecer el comportamiento de la economía en un periodo.

Para Heath (2012), el PIB es uno de los indicadores más valiosos que la mayoría de los países usan para medir su crecimiento. Es así como, según observan Amal et al. (2010), las empresas en América Latina usan esta información para tomar decisiones relacionadas con la expansión de sus actividades, ofrecer puestos de trabajo e incentivar la inversión. Sin embargo, otros autores prefieren darle menos importancia a esta variable debido a que se suele pensar erróneamente que puede dar cuenta del nivel de vida de los individuos en función del ingreso per cápita (Feldstein, 2017), cuando en ocasiones puede ocultar factores importantes acerca del verdadero estado económico de un país.

Por otra parte, existe el coeficiente de desigualdad de ingreso Gini, el cual, según Maddock (2011), mide la distribución del ingreso de una economía. Su valor se establece entre 0 y 1, donde 0 representa “igualdad perfecta”, y 1 corresponde a una “desigualdad perfecta”. Este indicador contempla factores que pueden afectar directamente el crecimiento económico, interrumpir la estabilidad social e impactar en el desarrollo humano a través de la limitación, por ejemplo, del acceso a servicios públicos. Su estudio es importante entonces para el diseño de políticas que reduzcan la desigualdad de la distribución de la riqueza (Anam y Saputra, 2021).

Así las cosas, el índice de Gini también se considera importante ya que puede ser utilizado para estimar el desarrollo económico y social de una economía (Anam y Saputra, 2021) y para diseñar políticas públicas y tomar decisiones de inversión orientadas al bienestar social. En Colombia, este parámetro no ha logrado estar por debajo de 0,5 entre 2001 y 2010, lo que sugiere problemas de concentración de la riqueza y que las políticas económicas implementadas han sido ineficientes, de manera que el progreso social y económico ha sido cada vez menor en términos de educación y trabajo (Aristizábal et al., 2015).

Por tanto, resulta importante examinar la relación entre el índice de Gini y la dinámica del PIB de Colombia a lo largo del tiempo. Con ese fin, este trabajo presenta un análisis econométrico de modelos de series de tiempo con las dos variables para estimar los efectos redistributivos o de concentración que ha tenido el índice de Gini sobre el PIB de Colombia entre 1976 y 2021, a la luz de una evaluación de los componentes económicos. De esta manera será posible determinar si en Colombia existe una fuerte concentración del PIB que impida el crecimiento de este y, por ende, el desarrollo económico del país.

En principio, la relación entre el PIB y el Gini puede presumirse inversa, de forma que este último afecta de manera negativa al primero. Aghion et al. (1999) reportan múltiples aproximaciones a esta asociación; entre ellas, la más interesante es la teoría de la curva de (Kuznets 1950, como se citó en Falconi et al., 2016), que afirma que, ante un aumento del PIB, la desigualdad de ingresos también se incrementa y posteriormente disminuye, cuando los Gobiernos aplican políticas públicas que mejoran la equidad. Esta propuesta, sin embargo, ha sido objeto de múltiples críticas ya que el crecimiento económico en relación con la desigualdad varía significativamente entre países que adoptan posturas más heterodoxas de desarrollo económico y social a través de la innovación (Montoya, 2004).

Otra teoría relevante mencionada por Aghion et al. (1999) es la del crecimiento endógeno, que indica que el desarrollo económico depende de la innovación tecnológica y de la acumulación de capital físico y humano, el cual se ve afectado de forma directa a medida que el nivel de desigualdad es mayor. También se encuentra la propuesta del cambio estructural, que ocurre cuando el crecimiento económico de un país implica una mayor

productividad de los sectores económicos, especialmente de aquellos que tenían un menor nivel productivo. De esta forma, el índice de Gini se convierte en un obstáculo para lograr tal ajuste pues implica que la distribución de los ingresos afecta directamente el acceso a los recursos necesarios (bienes y servicios) para obtener una mayor productividad.

En Colombia, según Poveda (2011), se espera que a una mayor desigualdad de ingresos le corresponda un mayor impacto directo sobre el crecimiento económico. Así, cuanto más elevada sea la inequidad, la población presentará múltiples dificultades en términos de acceso a la educación y servicios públicos como el agua, gas o electricidad (Cabello et al., 2022). Estas limitaciones reducen la productividad y el capital humano, especialmente en los estratos socioeconómicos más bajos, aumentando los niveles de pobreza y de concentración de la riqueza en un porcentaje pequeño de la población (Moller, 2012). De esta forma, se puede concluir que el Gini en Colombia afecta de manera negativa al crecimiento económico.

Por su parte, Balcilar et al. (2021) indican que, cuando el PIB es una variable dependiente, se obtiene un impacto positivo de corto plazo en el crecimiento económico y, cuando el índice de Gini sobrepasa el 0,36, el impacto sobre el PIB será negativo. De esta forma, los autores concluyen que la relación entre las variables es más bien ambigua y depende del nivel de desigualdad presente en el país de estudio: cuanto más cercano sea el Gini a 1, mayores serán los efectos negativos sobre el PIB debido a los fenómenos socioeconómicos de inequidad que trae consigo la desigualdad en la riqueza (Schulz et al., 2017, como se citó en Porter, 2009).

METODOLOGÍA

El análisis de series de tiempo multivariadas ha permitido estimar diferentes relaciones entre parámetros económicos en el corto y largo plazo, como las del PIB con la inflación, la tasa de interés y la oferta monetaria, entre otras. Estos modelos son útiles para capturar las interacciones dinámicas que tienen dos o más medidas a partir del comportamiento de una variable dependiente Y_t en función de indicadores tanto endógenos como exógenos.

Sims, el creador de los modelos de vectores autorregresivos (VAR), indicaba que, si existe simultaneidad entre dos o más variables, estas deben ser tratadas por igual a la hora de estimar un modelo para series temporales multivariadas (Guajarati y Porter, 2009). Es decir, en el proceso se deben incluir n cantidad de variables endógenas y exógenas para determinar cuál es la interacción entre los parámetros evaluados. Ahora bien, los modelos VAR se pueden aplicar siempre y cuando la series sean estacionarias y no se presente cointegración entre ellas; de lo contrario, la mejor estimación será un modelo de corrección de errores verticales (VECM).

En este orden de ideas, y debido a que la teoría contempla la existencia de simultaneidad (casualidad entre las variables), el efecto de redistribución o concentración del PIB de Colombia en función del índice de Gini en el periodo 1976-2021 se estimó mediante un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR. De esta forma, se puede precisar en los componentes redistributivos o de concentración que han influido en el PIB. El punto de partida se basa en que los beneficios que trae consigo el crecimiento del PIB se ven afectados en términos socioeconómicos por el índice de Gini.

Modelos de vectores autorregresivos (VAR)

Según Sims (1980), los modelos VAR son una alternativa a los sistemas de ecuaciones simultáneas. En este caso, es necesario utilizar la misma cantidad de componentes endógenos (autorregresivo) y exógenos para analizar la relación entre las variables definidas como “vector”; de allí el nombre de VAR. Dichos modelos entre dos series temporales se representan de la siguiente forma, dependiendo del nivel de rezagos por evaluar:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \gamma_1 Y_{t-1} + \theta_1 X_{t-1} + \dots + \gamma_n Y_{t-n} + \theta_n X_{t-n} + u_t, \quad (1)$$

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{1t} + \gamma_1 X_{t-1} + \theta_1 Y_{t-1} + \dots + \gamma_n X_{t-n} + \theta_n Y_{t-n} + u_t, \quad (2)$$

donde:

- t = periodo por analizar.
- n = nivel de rezagos establecido.
- Parámetros de estimación = β, γ, θ .
- Vector = series temporales Y_t y X_t .
- u_t = términos de error estocástico (impulsos o choques).

Así pues, las ecuaciones (1) y (2) permiten estimar un modelo VAR bivariado para dos variables, dependiendo del nivel o longitud del rezago n . De esta forma es posible analizar cuáles son las afectaciones mutuas que tienen las variables Y_t y X_t mediante los parámetros estimados o las funciones impulso respuesta. Cabe precisar que este método tiene algunas consideraciones en cuanto a cointegración pues, si las variables presentan una relación de equilibrio en el largo plazo, la estimación del VAR puede estar sesgada en términos de especificación.

Cointegración

La cointegración se refiere a la presencia de equilibrio entre dos o más series de tiempo dispuestas en un vector cuando estas no son estacionarias (Das, 2019). Este fenómeno se evidencia a través de un claro componente de tendencia o cíclico en las series temporales que afecta de manera directa su equilibrio en el largo plazo.

La cointegración entre dos series de tiempo Y_t y X_t con una integración de orden 1, es decir, cuando no son estacionarias, puede ser representada de la siguiente forma:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t. \quad (3)$$

Teniendo en cuenta la raíz unitaria presente en las series, su combinación lineal sería:

$$Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t = u_t. \quad (4)$$

Esta última expresión es estacionaria, de manera que puede decirse que Y_t y X_t están cointegradas en el orden k . Recordando entonces que las series temporales no deben ser estacionarias para que haya cointegración, cabe suponer que existe un orden de cointegración $k(I(k))$ donde estrictamente se cumple que $k > 1$. El vector de cointegración estará determinado por:

$$\beta' = \beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k. \quad (5)$$

Modelo de corrección de errores vectoriales (VECM)

Cuando dos o más variables tienen una cointegración de orden $k(I(k))$, “debe existir una representación con corrección de errores del sistema dinámico de ecuaciones que conduce el comportamiento conjunto del vector de series temporales a lo largo del tiempo” (Das, 2019, p. 403). En estos casos se usan entonces los modelos VECM, los cuales son útiles para estimar la relación entre series de tiempo cuando el cambio de estas no depende únicamente de las variables exógenas X_{nt} y los valores pasados de ambas (rezagos de Y_t y X_{nt}), sino también del grado de desequilibrio. Así, para analizar de forma práctica cómo estos valores se ajustan entre sí en el largo plazo se puede usar la siguiente ecuación:

$$Y_t = \alpha \beta' (Y_{t-1} - X_{t-1}) + \delta_1 Y_{t-1} + \dots + \delta_n Y_{t-n} + u_t, \quad (6)$$

donde:

- β' = vector de cointegración.
- α = vector de ajuste a largo plazo.
- δ = parámetros que captan la dinámica del modelo a corto plazo.

RESULTADOS

El PIB ha mantenido una tendencia bajista a lo largo del periodo de estudio. Este comportamiento puede atribuirse a choques de inflación, inversión, crisis económicas, entre otros, que han afectado de manera directa el crecimiento del indicador. Por ende, es posible afirmar que esta serie de tiempo no es fuertemente estacionaria. Algo similar se observa en la serie del índice de Gini, que no cumple con los componentes estadísticos de media y varianza para considerarse estacionaria.

Para mayor certeza, se aplicaron las pruebas Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron para establecer si las series eran estacionarias o, por el contrario, requerían de alguna transformación (diferenciación). De esta forma, se confirmó que, en efecto, ni la serie del PIB ni la del índice de Gini eran fuertemente estacionarias; sobre todo esta última. Respecto al PIB en particular, el resultado de la prueba Phillips-Perron corresponde a un comportamiento “débilmente estacionario”. Ahora bien, con la prueba Dickey-Fuller aumentada, en cambio, no fue posible rechazar la hipótesis nula (H_0 : “no estacionariedad”), por lo que se requirió de al menos una diferenciación en las series para que fueran estacionarias.

Estimación y evaluación del modelo VAR

Una vez conocida la cantidad de diferenciaciones necesarias para que las series de tiempo fueran estacionarias y teniendo en cuenta los componentes estadísticos de las variables en estudio (media, varianza y tendencia), se estimó el modelo VAR para analizar la causalidad entre el PIB y el Gini. Mediante la función VARselect del paquete “vars” en RStudio, se evaluaron los posibles modelos en función de diferentes criterios, como la información Criterio de Información Akaike (AIC), para determinar el nivel de rezagos óptimo.

De esta forma, considerando un modelo VAR con presencia de tendencia y parámetro constante (variables determinísticas), los criterios de evaluación indicaron que la mejor estimación debería contener la información de al menos dos rezagos. Los resultados expuestos a continuación corresponden a esta propuesta de análisis temporal multivariado.

En la tabla 1, construida con base en la ecuación para el PIB, se puede apreciar que el primer rezago de las dos variables no tiene una relación significativa entre $t-1$ y el periodo t debido al nivel de significancia de los parámetros estimados. Sin embargo, en el segundo rezago ya existe una relación significativa entre el periodo $t-2$ y t (rezagos 2 y valor actual), y los datos de *p-value* en estos casos son significativos (diferentes de 0). Así, se observa que el segundo rezago del PIB ejerce un efecto positivo en el periodo t , mientras que el del Gini repercute de forma negativa sobre el PIB en dicho lapso.

Finalmente, los parámetros estimados para las variables determinísticas (constante y tendencia) son altamente significativos. La tendencia indica una relación negativa entre el PIB y el tiempo t , por lo que se puede concluir que agregar los dos componentes mencionados permite obtener una buena estimación. Este hallazgo se relaciona un poco con el análisis gráfico mencionado anteriormente (tendencia a la baja).

Tabla 1. Resultados de la estimación para la ecuación del PIB

Parámetros		<i>p-value</i>
GDP.l1	−0,048	0,80397
	(0,194)	
GINI.l1	0,09	0,86689
	(0,532)	
GDP.l2	0,428*	0,02743
	(0,186)	
GINI.l2	−1,303*	0,02765
	(0,569)	
const	89,996**	0,00169
	(26,633)	

trend	-0,5**	0,00199
	(0,151)	
R-Squared	0,8443	0,00000000000002424
Num.Obs. n-r	44	
AIC	-197,156	

Nota: (1) Los errores estándar se encuentran en paréntesis, y los asteriscos indican el nivel de significancia de los parámetros: ** = 0,001; * = 0,01. (2) Datos obtenidos de acuerdo con la estimación del modelo VAR usando RStudio.

Fuente: elaboración propia basada en la información tomada del Banco de la República (Banrep) (2023).

Por otro lado, la tabla 2, elaborada con base en la ecuación que define al Gini, muestra que existe únicamente una relación altamente significativa y positiva del Gini entre los periodos t-1 y t. Asimismo, el primer rezago del PIB con el Gini en el periodo t-1 y t es levemente significativo, lo que indica un leve efecto de concentración del PIB.

Tabla 2. Resultados de la estimación para la ecuación Gini

Parámetros		<i>p-value</i>
GDP.l1	0,040	0,043
	(0,060)	
GINI.l1	0,914	0,00000224
	(0,164)	
GDP.l2	-0,012	0,837
	(0,058)	
GINI.l2	-0,174	0,328
	(0,176)	
const	13,503	0,109
	(8,217)	
trend	0,010	0,832
	(0,046)	
R-Squared	0,6082	0,0000006322
Num.Obs. n-r	44	
AIC	-197,156	

Nota: (1) Los errores estándar se encuentran en paréntesis, (2) Datos obtenidos de acuerdo con la estimación del modelo VAR usando RStudio.

Fuente: elaboración propia basada en la información tomada de Banrep, WIID Database y BM (2023).

De este modo, el modelo VAR logra en un primer momento una buena estimación a partir de la ecuación del PIB, pues evidencia una relación significativa entre las variables en cuestión. En el caso contrario, esto es, cuando el Gini es la variable dependiente, el R cuadrado sugiere un nivel de ajuste considerable, por lo que se debe tener en cuenta el modelo bivariado para analizar el comportamiento que tienen estos indicadores en el largo plazo.

Una vez estimado el modelo VAR, se estudió la causalidad de Granger entre las variables con el fin de evidenciar la relación de predictibilidad y analizar si existe un componente redistributivo o de concentración en el PIB. Además, se hizo una prueba de cointegración entre las series temporales para determinar si había o no una relación de equilibrio en el largo plazo y establecer así un modelo VECM que solucionara la situación de desequilibrio (corto plazo) como una extensión de la estimación VAR planteada.

De acuerdo con los resultados, el *p-value* 0,009 para establecer la causalidad en sentido Gini-PIB es inferior al 0,05. Por lo tanto, se concluye que el Gini causa, en sentido Granger, el PIB de Colombia. Entretanto, el *p-value* de 0,78 en el sentido PIB-Gini no permite rechazar la hipótesis nula, de manera que se concluye que el PIB no causa el Gini, en sentido Granger, lo cual contrasta con la relación que ha establecido la teoría. Debido a esta contraposición, se optó por especificar un modelo para estimar únicamente el Gini y analizar su resultado sin considerar simultaneidad (basado tan solo en los rezagos de la variable independiente), con miras a comparar el resultado del modelo VAR con lo que indica la teoría.

Comparando los dos modelos en la tabla 3, se aprecia que se logra una mejor estimación en cuanto a la especificación de la ecuación del Gini. De esta forma se evidencia entonces que el PIB tiene efectos de concentración en Colombia, los cuales impiden aprovechar los beneficios que trae consigo el crecimiento económico debido a la desigualdad del ingreso. A su vez, es de resaltar que teóricamente existe una evidente simultaneidad entre las variables, y la prueba de cointegración sugiere una relación en el largo plazo entre ellas.

Tabla 3. Comparación de modelos en la estimación del Gini

Parámetros	Modelo VAR	Modelo sin variables endógenas
GDP.l1	0,040	0,645*
	(0,06)	(0,267)
GINI.l1	0,914	
	(0,164)	
GDP.l2	-0,012	0,775**
	(0,058)	(0,27)
GINI.l2	-0,174	
	(0,176)	
const	13,503	
	(8,217)	
trend	0,01	1,119***
	(0,046)	(0,05)
R-Squared	0,6082	0,984
Num.Obs. n-r	44	44
AIC	418,31	304,2

Nota: (1) Los errores estándar se encuentran en paréntesis, y los asteriscos indican el nivel de significancia de los parámetros: *** = 0; ** = 0,001; * = 0,01. (2) Datos obtenidos de acuerdo con la estimación de los modelos usando RStudio.

Fuente: elaboración propia basada en la información tomada de Banrep (2023).

De esta forma, se estimó un modelo VECM que tuviera en cuenta la cointegración de las variables para analizar el Gini a la luz de los efectos de concentración del PIB encontrados. Los resultados que se presentan en la tabla 4 muestran que, si bien el R cuadrado de la estimación cae, el criterio de información AIC logra disminuir. Además, la significancia del término de corrección de error (ect1) implica que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las series temporales.

Tabla 4. Estimación VECM para el Gini

Parámetros		<i>p-value</i>
GDP.11	0,0213	0,697
	(0,054)	
GINI.11	-0,068	0,693
	(0,172)	
GDP.12	-0,020	0,735
	(0,061)	
GINI.12	-0,360.	0,041
	(0,17)	
const	14,646*	0,0358
	(6,72)	
ect1	0,009*	0,0349
	(0,004)	
R-Squared	0,1823	
Num.Obs. n-r	44	
AIC	176,53	

Nota: (1) Los errores estándar se encuentran en paréntesis. El asterisco y el punto indican el nivel de significancia de los parámetros: * = 0,01; = 0,05. (2) Datos obtenidos de acuerdo con la estimación del modelo VAR usando RStudio.

Fuente: elaboración propia basada en la información tomada de Banrep (2023).

Evaluación de supuestos del modelo

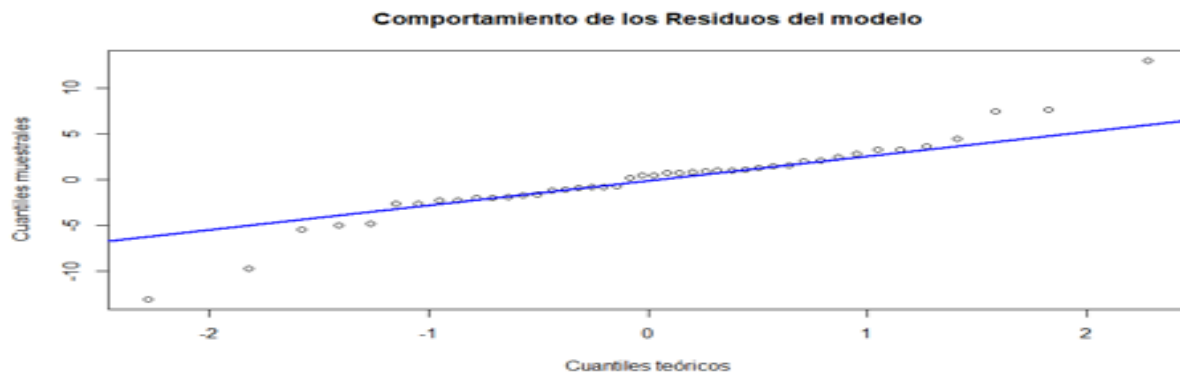
A partir de este punto, se evaluó entonces la consistencia en el cumplimiento de los supuestos de los modelos en series de tiempo (normalidad, no autocorrelación y homocedasticidad) para afirmar que su inferencia estadística es acertada. Con ese fin, se realizaron distintas pruebas a los residuos obtenidos en la estimación VECM.

Por otro lado, también se llevó a cabo un análisis de la ruptura estructural de los residuos para evidenciar si un choque exógeno es capaz de afectar significativamente el comportamiento o si, de lo contrario, este logra mantener su robustez en la estimación. Igualmente, se hizo la prueba de causalidad de Granger y se hizo la cointegración.

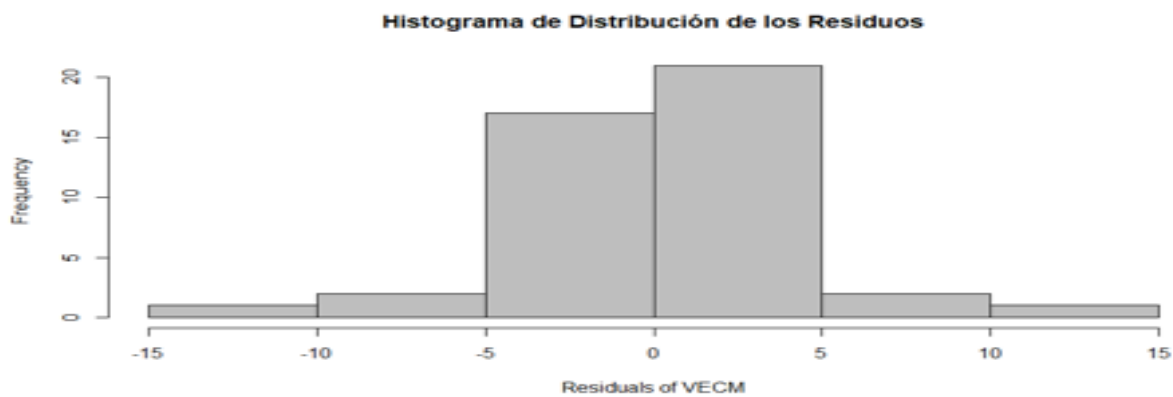
Así pues, el *p-value* de 0,00073 según la prueba de Jarque-Bera permite rechazar la hipótesis nula y concluir que los residuos no siguen una distribución normal. Además, el *p-value* en los *tests* de Portmanteau (0,9259) y Breusch-Pagan (0,09901) lleva a concluir que se cumplen los supuestos de no autocorrelación y homocedasticidad. Sin embargo, se debe tener en cuenta que la no normalidad puede tener implicaciones en la inferencia que se haga sobre la estimación debido a que se pueden tener parámetros sesgados. Por lo tanto, antes de dar un veredicto, fue necesario analizar a qué se debió inicialmente este problema.

La figura 1 ilustra el comportamiento de los residuos del modelo para los valores atípicos que no permiten una inferencia “perfecta” sobre la ecuación del PIB. En los paneles 1a y 1b se aprecia que, si bien estos resultados no siguen una distribución estrictamente normal, su comportamiento es aproximado. Por otro lado, es posible observar que los datos en su mayoría tienen una distribución “normal” y, según la gráfica 1c, solo cinco valores atípicos no se ajustan a este patrón.

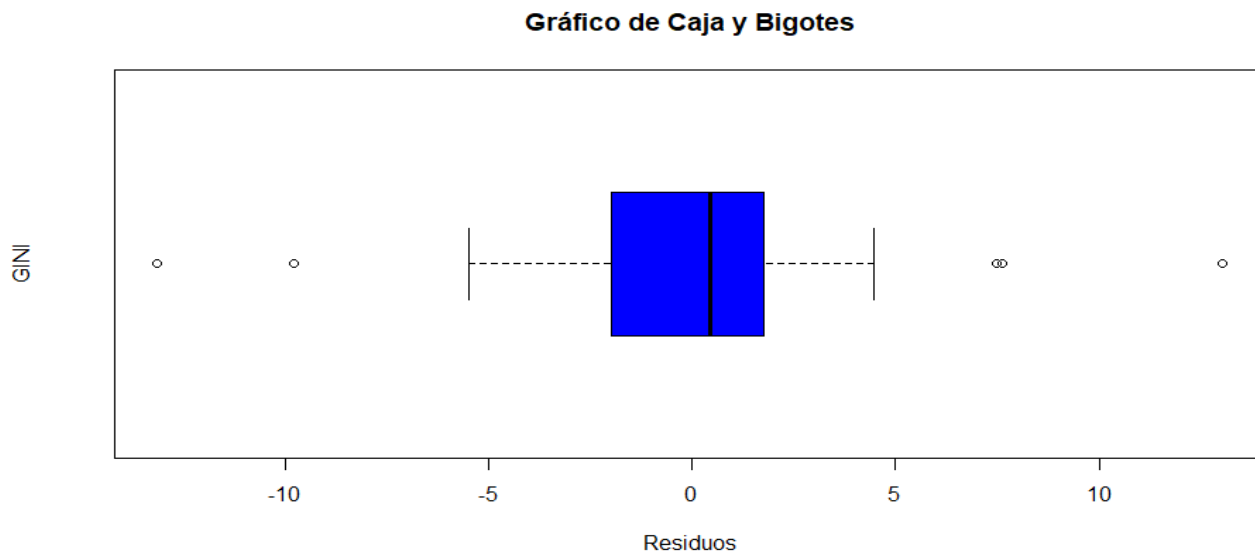
1a



1b



1c

**Figura 1.** Residuos del modelo**Fuente:** elaboración propia basada en datos tomados de Banrep, WIID Database, BM (2023).

Los *outliers* que no permiten una distribución del todo normal en el modelo pueden ser extraídos mediante la función `boxplot` en RStudio. De esta forma, es posible realizar un análisis macroeconómico en los periodos 1986, 1999, 2011, 2020 y 2022, los cuales corresponden a los cinco valores atípicos encontrados, y determinar

si estos choques exógenos afectan los resultados de manera que el modelo VECM pierda la robustez o si, en cambio, son eventos extremadamente extraños que no comprometen la significancia de la estimación.

Contexto macroeconómico en los periodos de residuos atípicos

Según Ocampo (1997), para 1986, la bonanza cafetera y el crecimiento de las exportaciones permitieron que, por primera vez en la década de los ochenta, se diera una tasa de crecimiento del PIB superior al 5 %. Este fenómeno fue el resultado del crecimiento constante de la tasa de cambio nominal debido al régimen cambiario *crawling peg* que se estableció entre 1967 y 1991, el cual llevó a que en el año mencionado se diera un superávit en la cuenta corriente de la balanza de pagos.

Por otro lado, en 1999 Colombia presentó una crisis económica fuerte. Según Pérez (2017), en ese periodo el PIB real nacional experimentó una caída superior al 4 % debido al crecimiento constante del déficit fiscal del país, que se había ido financiando año tras año mediante deuda externa del sector privado, mientras que el superávit de cuenta corriente iba disminuyendo. En este punto de la historia, el régimen de banda cambiaria entre 1994 y 1999 desempeñó un papel importante pues, al mantener la tasa de cambio nominal dentro de un piso y un techo establecidos por el Banrep, el país dejó de ser competitivo a nivel de precios en sus exportaciones (Ocampo, 2023).

Luego, para 2011, el comportamiento del PIB fue “normal”. Los cambios a partir de 1999 habían permitido que la economía colombiana creciera por encima del 6 %, con un destacado aumento de la demanda interna ocasionado por políticas heterodoxas como subsidios a la demanda (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [Cepal], 2011). Asimismo, la subida de precios a nivel internacional de bienes mineros hizo que el sector se expandiera, elevando la inversión extranjera.

Finalmente, para 2020 y 2021 se dio quizás el impacto no solo económico sino social más grande de los últimos años en Colombia y el mundo, ocasionado por la pandemia del COVID-19. En 2020 el país fue sometido a múltiples medidas restrictivas que detuvieron gran parte de la actividad económica, por lo que ese periodo finalizó con una fuerte caída del PIB, equivalente al 13,30 % según el Banrep (2023). Posteriormente, en 2021 inició la reactivación económica del país, que llevó a uno de los crecimientos más grandes de las últimas dos décadas (Arteaga, 2021).

De esta forma, se puede concluir que en la mayoría de los periodos atípicos analizados los choques económicos fueron extremadamente anormales. Por tal motivo, según Das (2019), la robustez del modelo VECM no se ve afectada debido a eventos extraños. Asimismo, la figura 2, de ruptura estructural de los residuos, demuestra que, ante impactos exógenos, la estimación VECM sigue siendo adecuada.

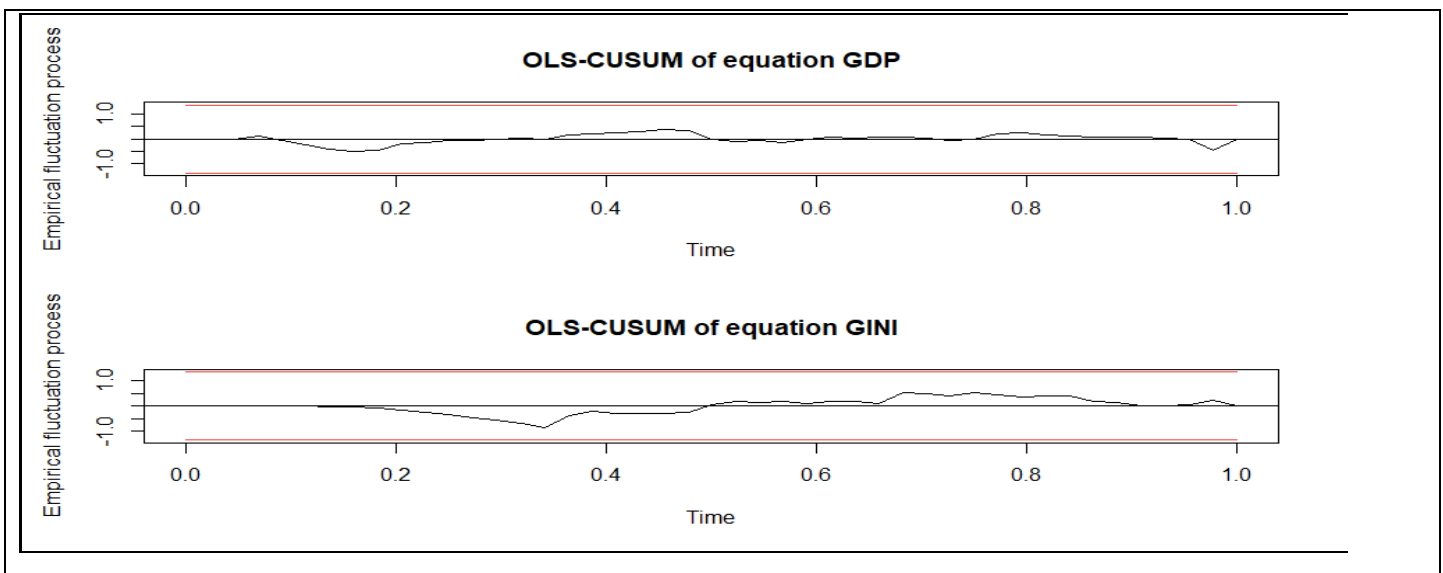


Figura 2. Ruptura estructural de los residuos

Fuente: elaboración propia basada en datos tomados de Banrep, WIID Database, BM (2023).

La figura 3 representa las funciones impulso respuesta del modelo. Por una parte, en el panel 3a se observa que, cuando el Gini impulsa al PIB, este último aumenta en un primer momento para luego caer significativamente a lo largo del tiempo. Por otra parte, en el panel 2a, que ilustra el caso en el que el PIB impulsa al Gini, este último disminuye en un instante inicial, pero después mantiene una tendencia positiva, lo que significa que, a medida que el PIB aumenta, se presenta un efecto de redistribución en el corto plazo. Sin embargo, aquí también se puede ver un efecto de concentración en el largo plazo.

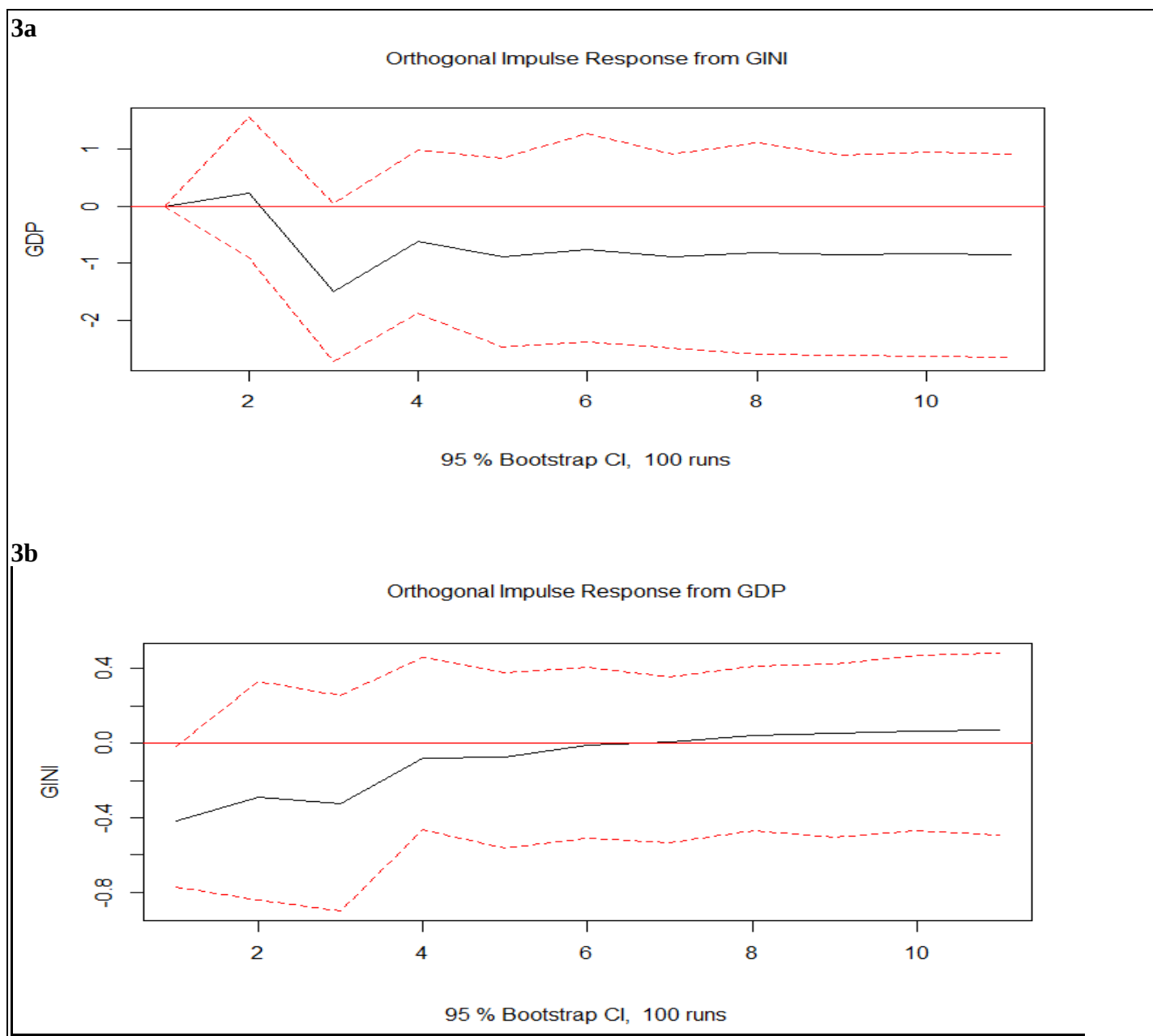


Figura 3. Funciones impulso respuesta

Fuente: elaboración propia basada en datos tomados de Banrep, WIID Database, BM (2023).

Teniendo en cuenta la descomposición de la varianza, en la figura 4 se logra analizar la variabilidad que tienen el PIB y el Gini entre sí según la función estimada. Así, el PIB varía en un primer momento por sí mismo, pero

en el largo plazo el Gini logra afectarlo significativamente. Además, si bien el PIB produce cambios leves en el Gini, en el largo plazo el efecto es cada vez es mayor.

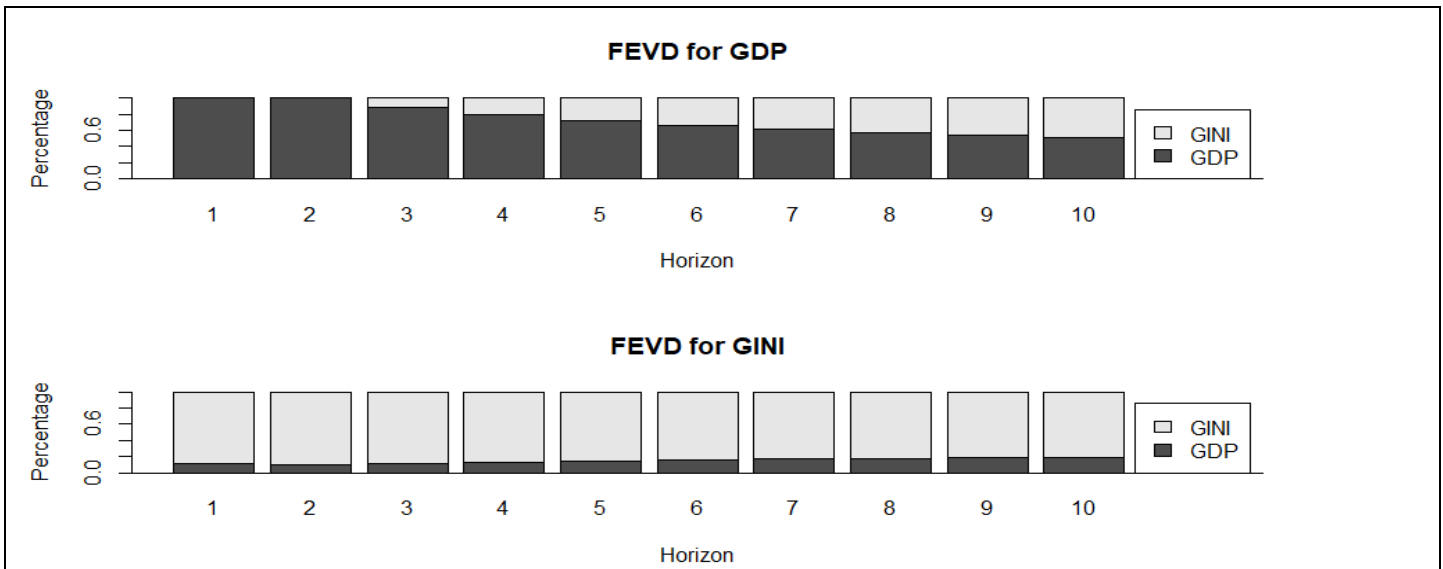


Figura 4. Descomposición de la varianza

Fuente: elaboración propia basada en datos tomados de Banrep, WIID Database, BM (2023).

DISCUSIÓN

Los resultados confirman que el PIB de Colombia tiene un efecto significativo sobre el índice de Gini, especialmente a través de su segundo rezago. Este hallazgo concuerda con la hipótesis planteada de que el crecimiento económico influye en la desigualdad de ingresos, mostrando efectos redistributivos en el corto plazo y efectos de concentración en el largo plazo. Asimismo, los modelos VAR y VECM estimados evidencian que un mayor PIB no garantiza una menor desigualdad, lo que sugiere que los beneficios no se distribuyen equitativamente entre la población.

Estos resultados concuerdan con la literatura existente. En este contexto, Aghion et al. (1999) destacan cómo el crecimiento económico puede reducir la desigualdad cuando se implementan políticas redistributivas, mientras Balcilar et al. (2021) encuentran que, sin estas estrategias, el PIB puede perpetuar o incluso agravar la concentración de ingresos. Las estimaciones del presente estudio representan una evidencia empírica de esta última interpretación, ya que el impacto redistributivo es limitado y depende tanto del contexto macroeconómico como del propio nivel del Gini.

Por otro lado, la estimación de los modelos VAR y VECM, además de las pruebas de causalidad de Granger, permiten evaluar adecuadamente la hipótesis. Sin embargo, futuros estudios deberían incluir variables exógenas como gasto público o la inversión del país, que podrían mediar el impacto del PIB sobre el Gini. De esta forma sería posible analizar de manera más integral cómo las políticas públicas influyen en la relación entre estos indicadores.

Finalmente, los hallazgos llevan a plantear una nueva hipótesis: si bien el PIB puede tener un efecto de concentración sobre el Gini, especialmente en el largo plazo, políticas enfocadas en redistribución podrían maximizar los beneficios del crecimiento económico para reducir la desigualdad y obtener un mayor desarrollo. Esto abre nuevas líneas de investigación sobre cómo diferentes políticas públicas y económicas podrían transformar la relación PIB-Gini y promover un progreso más equitativo en Colombia, mejorando la desigualdad de ingresos.

CONCLUSIÓN

A través de los modelos de series de tiempo multivariados se aprecia empíricamente que el PIB de Colombia ha presentado un evidente efecto de concentración. De tal forma, a medida que aumenta dicho indicador también lo hace el índice de Gini. Sin embargo, cabe precisar que, según los resultados, esta influencia no es estrictamente fuerte y además depende del corto y largo plazo. Este fenómeno puede deberse a las políticas públicas y económicas tomadas en el país durante el periodo analizado (1976-2021) en busca de reducir la desigualdad de ingresos. Por otro lado, como lo demuestran la teoría y la evidencia, la relación negativa entre las dos variables es totalmente clara, por lo que, cuanto mayor sea el Gini, más significativos serán los impactos negativos sobre el PIB.

Finalmente, el contexto macroeconómico tiene un papel fundamental a la hora de comprender el comportamiento atípico de los periodos analizados (especialmente en el caso del PIB). De esta forma, se puede afirmar que estas variaciones no son un problema “grave” a la hora de estimar los modelos planteados e inferir sobre ellos. Asimismo, los diferentes gráficos elaborados durante la investigación fueron herramientas claves para analizar críticamente el efecto redistributivo (corto plazo) y de concentración (largo plazo) del PIB en el periodo 1976-2021.

Declaración sobre conflicto de interés

Los autores declaran no tener conflicto de interés en la elaboración de este documento. El contenido y las opiniones expresadas en este no comprometen a la Universidad Militar Nueva Granada.

Contribución de los autores

Cada uno de los autores ha realizado contribuciones significativas a lo largo del desarrollo de este trabajo. Milton Fernando Angulo-Camargo fue responsable de la conceptualización del tema, el marco teórico y la redacción del análisis inicial. Jean Kevin González-Parra contribuyó con la recopilación de datos, el análisis estadístico y la interpretación de los resultados. Finalmente, José Fernando Cárdenas-García se encargó de la revisión crítica del contenido, la organización del manuscrito y la preparación final del documento para su publicación. Los tres autores participaron en la revisión y aprobación de la versión final.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aghion, P., Caroli, E. y Garcia-Peñalosa, C. (1999). Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories. *Journal of Economic literature*, 37(4), 1615-1660. <https://www.jstor.org/stable/2565487>
- Amal, M., Tomio, B. T. y Raboch, H. (2010). Determinants of foreign direct investment in Latin America. *GCG: Revista de globalización, competitividad y gobernabilidad*, 4(3), 116-133. 10.3232/ GCG.2010.V4.N3.07. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3720149>
- Anam, F. S. y Saputra, S. A. (2021). The effect of human development index (ipm), gini ratio, and gross domestic products on the number of stunting in Indonesia. *International Journal of Innovative Science and Research Technology*, 6(2), 926-929. <https://ijisrt.com/assets/upload/files/IJISRT21FEB588.pdf>
- Aristizábal Ramírez, M., Canavire Macarrez, G. y Jetter, M. (2015). Income inequality in Bolivia, Colombia, and Ecuador: different reasons. *IZA – Institute of Labor Economics*. <https://www.econstor.eu/handle/10419/114104>
- Arteaga, A. (2021). *El estado de la economía colombiana en tiempo real a partir de indicadores líderes y las tendencias de Google*. Escuela de Finanzas, Economía y Gobierno I Noticias: <https://www.eafit.edu.co/escuelas/economiayfinanzas/noticias-eventos/Paginas/estado-de-la-economia->

colombiana-tiempo-real-a-partir-de-indicadores-y-tendencias-google.aspx

- Balcilar, M., Gupta, R., Ma, W. y Makena, W. (2021, February 23). Income inequality and economic growth: A re-examination of theory and evidence. *Review of Development Economics*, 25(2), 737-757. <https://doi.org/10.1111/rode.12754>
- Banco de la República. (2023). ¿Qué hizo el Banco de la República para enfrentar el impacto de la pandemia en la economía?. <https://www.banrep.gov.co/es/especiales/covid-19>
- Cabello, J. J., Mendoza, J. M., Sagastume, A., Rueda, J. G. y Sofan, S. J. (2022). The inequality of electricity consumption in Colombia. Projections and implications. *Energy*. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0360544222006144>
- Comisión Económica para América Latina - Cepal. (2011). *Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2011*. CEPAL. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/bp>
- Das, P. (2019). *Econometrics in Theory and Practice Analysis of Cross Section, Time Series and Panel Data with Stata 15.1*. Springer Nature Singapore Pte Ltd. <https://link.springer.com/book/10.1007/978-981-32-9019-8>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística - DANE. (2023). *Boletín técnico Producto interno bruto (PIB) IV Trimestre 2022pr*. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/pib/bol_PIB_IVtrim22_produccion_y_gasto.pdf
- Falconi, F., Burbano, R. y Cango, P. (2016). La discutible curva de Kuznets. Documentos de Trabajo FLACSO. https://ideas.repec.org/p/flc/flcwps/2016_03.html
- Feldstein, M. (2017). Underestimating the real growth of GDP, personal income, and productivity. *Journal of Economic Perspectives*, 31(2), 145-164. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.31.2.145>
- Heath, J. (2012). *Lo que indican los indicadores: cómo utilizar la información estadística para entender la realidad económica de México*. México: INEGI. [LO_QUE_INDICAN_LOS_INDICADORES-libre.pdf](https://inegi.org.mx/publicaciones/libros/LO_QUE_INDICAN_LOS_INDICADORES-libre.pdf)
- Guajarati, D. y Porter, D. (2009). *Basic econometrics*. McGraw Hill. https://ucanapplym.s3.ap-south-1.amazonaws.com/RGU/notifications/E_learning/Online_study/Basic-Econometrics-5th-Ed-Gujarati-and-P.pdf
- Maddock, R. (2011). ¿Debemos tener confianza en los coeficientes de Gini? En *Lecturas de Economía*. 20, (pp. 139-152). CIE. <https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeeconomia/article/view/8006>
- Makena, M. B. (2018). Income Inequality and Economic Growth: A Re-examination of Theory and Evidence. https://repository.up.ac.za/bitstream/handle/2263/83372/Balcilar_Income_2021.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Moller, L. C. (2012). Fiscal policy in Colombia: Tapping its potential for a more equitable society. *World Bank Policy Research*. <https://documents.worldbank.org/pt/publication/documents->

reports/documentdetail/287881468242403748/fiscal-policy-in-colombia-tapping-its-potential-for-a-more-equitable-society

- Montoya, O. (2004). Schumpeter, Innovación y Determinismo Tecnológico. *Scientia et Technica*, 209-212. <https://revistas.utp.edu.co/index.php/revistaciencia/article/view/7255/4285>
- Ocampo, J. A. (1997). Una década de grandes transformaciones económicas, 1986 - 1995. *Iberoamericana Editorial Vervuert*, 23(1/2), 183-211. <https://www.jstor.org/stable/43392756>
- Ocampo, J. A. (7 de Noviembre de 2023). Conmemoración de los 100 años del Banco de la República. Hitos históricos. Logros y retos (1/2). Bogotá, Colombia. https://www.youtube.com/watch?v=RVyg8fjhvuc&ab_channel=AcademiaColombianadeCienciasEcon%C3%B3micas-ACCE-
- Pérez Reyna, D. (2017). Historia del Banco de la República : crisis de 1999. En *Historia del Banco de la República 1923-2015* (p.437-463). <https://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/7004/?sequence=1>
- Porter, D. N. (2009). *Econometría*. McGRAW-HILL/INTERAMERICANA EDITORES.
- Poveda, A. C. (2011). Economic development and growth in Colombia: An empirical analysis with super-efficiency DEA and panel data models. *Socio-Economic Planning Sciences*, 154-164. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0038012111000358>
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <https://www.jstor.org/stable/1912017>