



UNIVERSIDAD TÉCNICA DE AMBATO

FACULTAD DE CONTABILIDAD Y AUDITORÍA

CARRERA DE ECONOMÍA

Proyecto de Investigación, previo a la obtención del Título de Economista

Tema:

“Crecimiento económico, desigualdad y remesas: un análisis comparativo de la curva de Kuznets en los países de la Comunidad Andina 1990-2024”

Autor: Pazmiño Aillon, Kevin Luis

Tutor: Eco. Jácome Izurieta, Oswaldo Javier, Mg.

Ambato-Ecuador

2026

APROBACIÓN DEL TUTOR

Yo, Eco. Oswaldo Javier Jácome Izurieta, Mg. con cédula de identidad No. 1803377900, en mi calidad de Tutor del Proyecto de Investigación sobre el tema: **“CRECIMIENTO ECONÓMICO, DESIGUALDAD Y REMESAS: UN ANÁLISIS COMPARATIVO DE LA CURVA DE KUZNETS EN LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA 1990-2024”**, desarrollado por Kevin Luis Pazmiño Aillon, de la Carrera de Economía, modalidad presencial, considero que dicho informe investigativo reúne los requisitos, tanto técnicos como científicos y corresponde a las normas establecidas en el Instructivo del Reglamento para la Titulación de Grado en la Universidad Técnica de Ambato.

Por lo tanto, autorizo la presentación del mismo ante el organismo pertinente, para que sea sometido a evaluación por los profesores calificadores designados por el H. Consejo Directivo de la Facultad.

Ambato, Junio 2026

TUTOR



.....
Eco. Oswaldo Javier Jácome Izurieta, Mg.

C.I. 1803377900

AUTORÍA DEL TRABAJO DE TITULACIÓN

Yo, Kevin Luis Pazmiño Aillon con cédula de identidad No. 1850579630, tengo a bien indicar que los criterios emitidos en el Proyecto de Investigación, bajo el tema: **“CRECIMIENTO ECONÓMICO, DESIGUALDAD Y REMESAS: UN ANÁLISIS COMPARATIVO DE LA CURVA DE KUZNETS EN LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA 1990-2024”**, también los contenidos presentados, ideas, análisis, síntesis de datos, conclusiones, son de exclusiva responsabilidad de mi persona, como autor de este Proyecto de Investigación.

Ambato, Junio 2026

AUTOR



Kevin Luis Pazmiño Aillon

C.I. 1850579630

DERECHOS DE AUTOR

Autorizo a la Universidad Técnica de Ambato, para que haga de este Proyecto de Investigación, un documento disponible para su lectura, consulta y procesos de investigación.

Cedo los derechos en línea patrimoniales de mi Proyecto de Investigación, con fines de difusión pública; además apruebo la reproducción de este Proyecto de Investigación, dentro de las regulaciones de la universidad, siempre y cuando esta reproducción no suponga una ganancia económica potencial; y se realice respetando mis derechos de autor.

Ambato, Junio 2026

AUTOR



Kevin Luis Pazmiño Aillon

C.I. 1850579630

APROBACIÓN DEL TRIBUNAL DE GRADO

El Tribunal de Grado, aprueba el Proyecto de Investigación, sobre el tema: **“CRECIMIENTO ECONÓMICO, DESIGUALDAD Y REMESAS: UN ANÁLISIS COMPARATIVO DE LA CURVA DE KUZNETS EN LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA 1990-2024”**, elaborado por Kevin Luis Pazmiño Aillon, estudiante de la Carrera de Economía, el mismo que guarda conformidad con las disposiciones reglamentarias emitidas por la Facultad de Contabilidad y Auditoría de la Universidad Técnica de Ambato.

Ambato, Junio 2026



Dr. Carlos Alberto Barreno Córdova, Mg.

PRESIDENTE



Dr. Adriano Efraín Pérez Toapanta, Mg.

MIEMBRO CALIFICADOR



Eco. Paul Vicente Sánchez Moina, Mg.

MIEMBRO CALIFICADOR

DEDICATORIA

La presente tesis elaborada por Kevin Pazmiño está dedicada a todas las personas que han formado parte de mi vida a lo largo de la universidad y antes de ella. El primer agradecimiento es para mis padres Luis y Elizabeth por el sacrificio de mantenerme en la universidad con lo necesario e imprescindible para poder seguir adelante.

Así mismo se la dedico a mis dos hermanas Cinthya y Gaby por formar parte de mi existencia para generar mi formación como ser humano y mi educación en esta etapa universitaria con sus consejos y ayudas.

También una gran dedicatoria y un gran abrazo a todos mis amigos que hicieron más llevadero este camino universitario por los buenos momentos, las ayudas mutuas y el conocimiento que adquirimos en conjunto.

A todos y todas dedico esta nueva meta alcanzada que sin ustedes no lo habría logrado ¡Gracias!

Kevin Luis Pazmiño Aillon

AGRADECIMIENTO

El agradecimiento del presente trabajo está dirigido a la Universidad Técnica de Ambato por abrirme las puertas para poder estudiar la carrera que deseaba, a los docentes por su conocimiento y su forma de replicarlo a los estudiantes.

Agradezco a mis padres por apoyarme en los buenos y malos momentos de la universidad de forma financiera y moral y por todo su apoyo incondicional en todos los aspectos de la vida que me han permitido alcanzar este nuevo objetivo que es obtener un título universitario. A mis hermanas por el apoyo moral.

Agradezco a todos mis amigos, amigas y a todos aquellos quienes hicieron más llevadero este camino muchas gracias a todos ellos y ellas.

Agradezco a mi docente el Dr. Marcelo Mantilla por los conocimientos otorgados a lo largo de este ciclo, por su dedicación, acompañamiento, así como su aporte profesional hacia nosotros.

Agradezco a mi tutor el Eco. Oswaldo Jácome por ayudarme a realizar una buena tesis.

¡Un gran abrazo a todos!

Kevin Luis Pazmiño Aillon

ÍNDICE GENERAL DE CONTENIDOS

CONTENIDO	PÁGINA
A. PÁGINAS PRELIMINARES	
PORTADA	i
APROBACIÓN DEL TUTOR.....	ii
AUTORÍA DEL TRABAJO DE TITULACIÓN	iii
DERECHOS DE AUTOR	iv
APROBACIÓN DEL TRIBUNAL DE GRADO	v
DEDICATORIA	vi
AGRADECIMIENTO	vii
ÍNDICE GENERAL DE CONTENIDOS.....	viii
ÍNDICE DE TABLAS	x
ÍNDICE DE FIGURAS.....	xi
RESUMEN EJECUTIVO	xii
ABSTRACT.....	xiii
B. CONTENIDOS	
CAPÍTULO I.....	1
INTRODUCCIÓN	1
1.1 Descripción del problema	1
1.2 Justificación.....	6
1.2.1 Justificación teórica, metodológica (viabilidad) y práctica.....	6
1.2.2. Formulación del problema de investigación	9
1.3 Objetivos	9
1.3.1 Objetivo general	9
1.3.2 Objetivos específicos	9
CAPÍTULO II	11
MARCO TEÓRICO.....	11
2.1 Revisión de literatura	11
2.1.1 Antecedentes investigativos	11
2.1.2 Fundamentos teóricos.....	25
CAPÍTULO III.....	30

METODOLOGÍA	30
3.1 Recolección de la Información.....	30
3.2 Tratamiento de la información	36
3.2.1 Nivel descriptivo	41
3.2.2 Nivel correlacional	42
3.2.3 Nivel explicativo	44
3.3 Operacionalización de las variables	46
CAPÍTULO IV	50
RESULTADOS.....	50
4.1 Resultados y discusión	50
4.1.1 Análisis descriptivo.....	50
4.1.2 Análisis correlacional.....	76
4.1.3 Análisis explicativo.....	80
4.1.3.1 Modelo econométrico.....	84
4.2 Verificación de la hipótesis	106
CAPÍTULO V.....	112
CONCLUSIONES.....	112
5.1 Conclusiones	112
5.2 Limitaciones del estudio	116
5.3. Futuras temáticas de investigación.....	116
C. MATERIALES DE REFERENCIA	
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	118
ANEXOS	134

ÍNDICE DE TABLAS

CONTENIDO	PÁGINA
Tabla No 1 Operacionalización de la variable: Coeficiente de Gini de Ecuador.....	46
Tabla No 2 Operacionalización de las variables Pib Per cápita y Remesas.....	47
Tabla No 3 Estadísticas descriptivas del Coeficiente de Gini (1990-2024).....	51
Tabla No 4 Indicadores descriptivos del PIB per cápita (USD constantes, 1990-2024)	59
Tabla No 5 Distribución del PIB per cápita real en los países de la Comunidad Andina.....	67
Tabla No 6 Punto de giro referencial de la relación entre PIB per cápita y desigualdad.....	78
Tabla No 7 Variables usadas para el modelo econométrico	85
Tabla No 8 Comparación del diagnóstico de multicolinealidad con el logaritmo natural normal y el logaritmo centrado del PIB per cápita	86
Tabla No 9 Pruebas de raíz unitaria para variables en niveles.....	88
Tabla No 10 Pruebas de raíz unitaria en variables con primera diferencia.....	88
Tabla No 11 Prueba de cointegración en panel.....	90
Tabla No 12 Estimación inicial de los modelos de datos panel	91
Tabla No 13 Pruebas de selección entre modelos de datos panel	93
Tabla No 14 Verificación de supuestos del modelo seleccionado (pooled MCO) ..	94
Tabla No 15 Comparación entre el modelo MCO y PSCE.....	96
Tabla No 16 Estimación final del modelo pooled MCO robusto.....	98
Tabla No 17 Evaluación de la relación no lineal entre el PIB per cápita y desigualdad.....	101
Tabla No 18 Resumen de decisiones econométricas del modelo final en primeras diferencias	102
Tabla No 19 Comparación del modelo pooled MCO robusto con datos desbalanceados y datos completados mediante regresión polinómica de grado 2...	105
Tabla No 20 Regla de decisión para verificar la hipótesis.....	108
Tabla No 21 Verificación estadística de la hipótesis de investigación	109
Tabla No 22 Evaluación de la relación no lineal entre PIB per cápita y desigualdad	110

ÍNDICE DE FIGURAS

CONTENIDO	PÁGINA
Figura No 1 Mapa de co-ocurrencia de palabras clave sobre la curva de Kuznets y la desigualdad de ingresos (base de datos Scopus, elaborado en VOSviewer).....	32
Figura No 2 Mapa de coautoría de investigadores en la curva de Kuznets y la desigualdad de ingresos (base de datos Scopus, elaborado en VOSviewer)	34
Figura No 3 Curva de Kuznets original	43
Figura No 4 Distribución del coeficiente de Gini en los países de la Comunidad Andina	58
Figura No 5 Distribución del PIB per cápita real en los países de la Comunidad Andina	66
Figura No 6 Distribución de las remesas como porcentaje del PIB en los países de la Comunidad Andina	75
Figura No 7 Gráfico de la curva de Kuznets para todos los países de la CAN en conjunto.....	76
Figura No 8 Gráfica de la curva de Kuznets para cada país (Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú).....	79
Figura No 9 Evolución del coeficiente de Gini para los países de la CAN	81
Figura No 10 Evolución del PIB per cápita para los países de la CAN.....	82
Figura No 11 Evolución de las remesas como porcentaje del PIB de los países de la CAN	83

UNIVERSIDAD TÉCNICA DE AMBATO
FACULTAD DE CONTABILIDAD Y AUDITORÍA
CARRERA DE ECONOMÍA

TEMA: “CRECIMIENTO ECONÓMICO, DESIGUALDAD Y REMESAS: UN ANÁLISIS COMPARATIVO DE LA CURVA DE KUZNETS EN LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA 1990-2024”

AUTOR: Kevin Luis Pazmiño Aillon

TUTOR: Eco. Oswaldo Javier Jácome Izurieta, Mg.

FECHA: Junio 2026

RESUMEN EJECUTIVO

La desigualdad de ingresos representa uno de los principales problemas estructurales en América Latina, especialmente en economías en desarrollo donde el crecimiento económico no siempre se traduce en una distribución más equitativa de los recursos. En este contexto, la presente investigación tiene como propósito analizar la relación entre el crecimiento económico, la desigualdad y las remesas en los países de la Comunidad Andina durante el período 1990-2024, considerando como base teórica la hipótesis de la Curva de Kuznets. Para ello, se estudió la evolución histórica del coeficiente de Gini, el PIB per cápita y las remesas como porcentaje del PIB en Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú. Asimismo, se aplicó un modelo econométrico de datos de panel en primeras diferencias, con el fin de evaluar la relación estadística entre las variables y evitar problemas asociados a la no estacionariedad. Los resultados evidencian que el crecimiento económico mantiene una relación negativa y estadísticamente significativa con la desigualdad, lo que indica que los aumentos del PIB per cápita se asocian con reducciones en el coeficiente de Gini. Sin embargo, las remesas no resultaron significativas dentro del modelo estimado y el término cuadrático del PIB per cápita tampoco permitió confirmar una relación no lineal robusta. En consecuencia, la hipótesis de la Curva de Kuznets no se valida estadísticamente para los países de la Comunidad Andina durante el periodo analizado, aunque sí se confirma parcialmente que el crecimiento económico contribuye a explicar la reducción de la desigualdad.

PALABRAS DESCRIPTORAS: CRECIMIENTO ECONÓMICO, DESIGUALDAD DE INGRESOS, REMESAS, CURVA DE KUZNETS.

TECHNICAL UNIVERSITY OF AMBATO
FACULTY OF ACCOUNTING AND AUDITING
ECONOMICS CAREER

TOPIC: “ECONOMIC GROWTH, INEQUALITY AND REMITTANCES: A COMPARATIVE ANALYSIS OF THE KUZNETS CURVE IN THE COUNTRIES OF THE ANDEAN COMMUNITY 1990-2024”

AUTHOR: Kevin Luis Pazmiño Aillon

TUTOR: Eco. Oswaldo Javier Jácome Izurieta, Mg.

DATE: Junio 2026

ABSTRACT

Income inequality represents one of the main structural problems in Latin America, especially in developing economies where economic growth does not always translate into a more equitable distribution of resources. In this context, this research aims to analyze the relationship between economic growth, inequality, and remittances in the Andean Community countries during the period 1990–2024, using the Kuznets Curve hypothesis as its theoretical framework. To this end, the historical evolution of the Gini coefficient, GDP per capita, and remittances as a percentage of GDP was studied in Bolivia, Colombia, Ecuador, and Peru. Furthermore, a first-differences panel data econometric model was applied to evaluate the statistical relationship between the variables and avoid problems associated with non-stationarity. The results show that economic growth maintains a negative and statistically significant relationship with inequality, indicating that increases in GDP per capita are associated with reductions in the Gini coefficient. However, remittances were not significant within the estimated model, and the quadratic term of GDP per capita also failed to confirm a robust nonlinear relationship. Consequently, the Kuznets Curve hypothesis is not statistically validated for the Andean Community countries during the analyzed period, although it is partially confirmed that economic growth contributes to explaining the reduction in inequality.

KEYWORDS: ECONOMIC GROWTH, INCOME INEQUALITY, REMITTANCES, KUZNETS CURVE.

CAPÍTULO I

INTRODUCCIÓN

1.1 Descripción del problema

La distribución de la riqueza, su estudio y su avance a lo largo del proceso de la evolución de las naciones constituye un debate bastante complejo y profundo en la ciencia económica actual. Entender exactamente la dinámica de este fenómeno para el periodo 1990-2024 en los países de la Comunidad Andina, constituye imperativamente el problema de investigación bajo aspectos macroeconómicos, meso estructurales y microeconómicos, el pilar esencial de las raíces de la desigual viene dado por este último.

Para el ámbito macroeconómico, enfocado a escala global, la dificultad se contextualiza en la relación entre la disparidad en los ingresos el crecimiento de las economías y los flujos financieros internacionales. En todo el mundo, inicia de forma ineludible con la teoría formulada por Símon Kuznets sobre el cambio estructural de las naciones. La idea primordial establecida en los textos fundacionales indica que, en las primeras etapas del desarrollo, la desigualdad de ingresos empeora a medida que el ingreso per cápita aumenta y en las etapas avanzadas del desarrollo económico la desigualdad de ingresos disminuye a medida que aumenta el ingreso per cápita (Kuznets, 1955). Para Martínez Navarro (2016) la línea universal o trayectoria universal, reconocida globalmente como la curva en forma de “U invertida”, indica que la adopción de tecnologías completamente nuevas, los cambios demográficos y el flujo de migración masiva de fuerza laboral proveniente de un sector agrícola tradicional de poca productividad hacia un sector industrializado y de servicios más actualizado, funcionan como fuerzas que en el largo plazo, encaminan el equilibrio de la distribución de los recursos a nivel agregado.

A lo largo de los años, la hipótesis planteada bajo investigaciones a nivel macroeconómico ha intentado ser validada con debates sin conclusiones claras y resultados mixtos. La curva de Kuznets está vigente según sugieren distintos estudios globales, el problema radica en sus resultados que tienden a ser de un alto grado de

sensibilidad según la variable que se utilice para evaluar la desigualdad y la calidad de las instituciones (Villamar Gavilanes, 2021). Los estudios más actuales a nivel mundial han incluido técnicas econométricas vanguardistas, manejando datos globales en forma de paneles donde reúnen a economías de retas altas, medias y bajas para demostrar la no linealidad de esta relación (Quito et al., 2025). No obstante, a nivel macro, eventos globales contemporáneos como la hiperglobalización, la liberalización comercial y las nuevas tecnologías sesgadas hacia las habilidades han causado un cambio bastante intenso en la estructura productiva, ocasionando que la desigualdad en algunos países desarrollados vuelva a niveles altos, retando el optimismo de una disminución constante e insinuando la presencia de ciclos o formas de “N” en la curva de desarrollo mundial (Martínez Navarro, 2016).

En el nuevo escenario mundial, los flujos financieros internacionales han intervenido como variable exógena con una alta o prioritaria relevancia para aquellos países en vías de desarrollo. En todo el mundo, la inversión extranjera directa y la asistencia oficial para el desarrollo de distintas naciones se han visto superadas por las remesas en volumen, las cuales se han transformado en un eje esencial para equilibrar la balanza de pagos y el crecimiento económico (Cazachevici et al., 2020). Sin embargo, las remesas y su impacto en la macroeconomía y la disparidad de ingresos son hechos de debate mundial. La migración en la tesis económica a gran escala indica que requiere de costos iniciales considerables; por ende, en etapas tempranas, solo aquellos individuos con ingresos mayores al promedio pueden migrar, lo que causa que las remesas inicialmente intensifiquen la brecha de los ingresos entre ricos y pobres en el país de origen (Azizi, 2019).

A medida que las redes de migrantes incrementan y consolidan en varias partes del mundo, los flujos de remesas muestran una mayor importancia económica, impulsando efectos notables en la distribución del ingreso. En esta idea, más que contestar una lógica de acceso difícil o diferenciado entre grupos sociales, las remesas deben estudiarse por su gran potencial para influir en los indicadores agregados como el coeficiente de Gini, a pesar de que esta validación precisa de ratificación empírica concluyente (Borja & Hall, 2018).

En el nivel Meso, el problema adquiere rasgos institucionales y estructurales de nivel más particular, centrándose precisamente en Latinoamérica y el Caribe. Para este enfoque meso, su dimensión estructural posibilita identificar la política fiscal, la historia y la heterogeneidad productiva de America Latina tergiversan los modelos de desarrollo clásico a diferencia del enfoque macro que usa promedios globales. En la mayor parte de la historia latinoamericana, la región se ha reforzado como la más desigual del planeta, una anomalía tan común que en la literatura económica se le conoce como “efecto Latinoamérica”, el cual desvía los estudios mundiales al incorporar países con rentas medias, pero con brechas de riqueza equiparables a las de los países más pobres del África Subsahariana (Alejo, 2012). En dicha región, existe una fracción desproporcionada con el 10% más rico de la población concentrando el ingreso total nacional, revelando un modelo de crecimiento que la mayoría de las veces exceptúa a grandes proporciones de los individuos pertenecientes a dicha sociedad del desarrollo económico (Busso & Messina, 2020).

La mecánica meso en Latinoamérica esta acentuada por una informalidad endémica caracterizada en su mercado laboral, en donde más de la mitad de la fuerza laboral se maneja fuera de la protección laboral y las redes de seguridad social. Para este nivel de análisis, la curva de Kuznets se ve paralizada por la baja capacidad de manejo en la redistribución de los recursos en los gobiernos de America Latina. Si se compra la eficacia de los estados de América Latina y el Caribe con los países desarrollados los primeros son menos eficaces en la disminución de la desigualdad por medio del gasto público progresivo y los impuestos directos. En la década dorada de apogeo de los *commodities* (materias primas) entre los años 2003 y 2013, se experimentó un crecimiento económico en la región de manera acelerada lo que causó la compresión temporal de la estructura salarial y condujo a una reducción de los índices de Gini en varios estados, generando la idea de que se había sobrepasado el pico de la curva de Kuznets (Busso & Messina, 2020). No obstante, la vulnerabilidad de un desarrollo dependiente mayormente del sector primario otorgó la premisa de que, tras el fin del gran ciclo de las materias primas y los impactos de crisis económicas y sanitarias, el ritmo de la disminución de la pobreza y desigualdad en America Latina y el Caribe se ha detenido de forma preocupante (Banco Mundial, 2024).

Para el mismo nivel meso, las remesas tienen un papel de gran importancia en la región de América Latina y el Caribe, captando flujos de alta relevancia económica los cuales constituyen una proporción bastante elevada del Producto Interno Bruto (PIB) regional. A nivel de América Latina, varias investigaciones representadas por modelos dinámicos de panel indican que las remesas pueden aportar al crecimiento económico y a la acumulación de capital. Sin embargo, su impacto no es unívoco, porque en ciertos contextos, estos flujos pueden causar presiones a la apreciación del tipo de cambio real, lo que posiblemente influye en la competitividad del área exportadora y los procesos de cambio estructural. Este suceso se ha incorporado, en la literatura, con dinámicas parecidas a la llamada “enfermedad holandesa”, a pesar de que la evidencia empírica para estas naciones es heterogénea y obedecen a las características institucionales y macroeconómicas de cada estado (Acosta et al., 2009; Mundaca, 2009; Su et al., 2021; Zurita Moreano et al., 2024).

De igual manera las remesas influyen significativamente con la geografía económica de los países, modificando los patrones de la inversión local debido a la inyección de liquidez en zonas o comunidades específicas, sin embargo, la dependencia de dichos flujos exhibe a los países al riesgo de la volatilidad en los mercados laborales de Europa y Estados Unidos, dificultando un paso más al cambio sostenido hacia mejores y mayores niveles de equidad (Zurita Moreano et al., 2024). Así mismo la competencia de estos recursos internacionales para promover la disminución de la desigualdad en el mismo estrato (meso) se relaciona de manera inherente con la calidad de las instituciones de América Latina, porque los problemas de corrupción y la baja inclusión financiera tienden a desviar los recursos hacia el consumo básico de subsistencia en vez de inversiones públicas productivas que aporten a largo plazo (Borja & Hall, 2018).

Por último, en enfoque micro, el cual representa, por lejos de las demás, la dimensión más importante, fundamental y crítica para descifrar las raíces del problema de investigación, el estudio se centra únicamente en las naciones de la Comunidad Andina (Ecuador, Colombia, Bolivia y Perú en conjunto). Las diferencias estructurales entre estos países se examinarán principalmente mediante el comportamiento y la evolución del coeficiente de Gini, además del efecto que las remesas tienen sobre los niveles de desigualdad. En los países de la CAN, la desigualdad se observa de forma más clara en

los grandes contrastes del poder adquisitivo, el acceso inequitativo a la educación secundaria y de tercer nivel, y en los graves problemas en falta de liquidez que enfrentan demasiados hogares diariamente (Acuña Ascencio et al., 2025). Desde el espectro microeconómico en conjunto, la evidencia sobre la ratificación de la curva de Kuznets es altamente diversa entre las cuatro naciones que integran la comunidad.

En acuerdo con otras estimaciones econométricas, se observa que en países como Colombia, Perú y Bolivia la teoría de la curva de Kuznets de la U invertida parece realizarse y encontrar respaldo empírico y estadístico; no obstante, para el caso específico de Ecuador la evidencia no tiene significancia estadística por lo que la curva clásica de desarrollo no se concreta (Villamar Gavilanes, 2021). Por ejemplo, en Perú, investigaciones anteriores de series de tiempo a nivel micro informan que el aumento del PIB per cápita provoca una reducción en la desigualdad de ingresos, aunque variables críticas como tasa de la incidencia de la pobreza y una baja educación de los individuos amplían bruscamente las brechas de riqueza locales (Acuña Ascencio et al., 2025). Para Colombia, el contexto microeconómico se asemeja a un escenario de postconflicto en donde la alta expansión del sistema financiero y el acelerado crecimiento poblacional presionan a los hogares, incentivando imperativamente reformas estructurales para prevenir que las mejoras en el incremento de la renta tengan efectos de forma regresiva (Osayuki, 2026). En el caso de Ecuador, la disimilitud subnacional es bastante profunda, estableciendo un desarrollo espacial discrepante en donde los factores demográficos, el poco empleo formal y una inversión en el capital humano insuficiente en áreas rurales eternizan la exclusión de sectores marginados y comunidades indígenas (Cuero Olvera et al., 2025).

En esta dimensión micro el fenómeno del papel de las remesas adquiere un enfoque explicativo importante para la Comunidad Andina. Ante la precariedad del mercado laboral de la comunidad, la migración internacional de individuos surge como una maniobra deliberada de los hogares para sobrevivir y salir adelante la cual busca superar la pobreza y diversificar riesgos (Zurita Moreano et al., 2024). El efecto micro de estas transacciones monetarias es altamente complejo en su dependencia con la desigualdad. Los estudios indagan que las remesas aportan liquidez directa en los bolsillos de las familias, elevan el consumo de bienes básicos posibilitando inversiones en salud, educación y vivienda, lo que causa un alivio económico de forma local

(Fernández Ramírez et al., 2025). En Ecuador, un país con una economía completamente dolarizada, los flujos de dinero internacionales no son solamente para la función macroeconómica, sino que además abarcan una excelente fuente de sustento financiero diario para numerosas familias rurales y urbanas marginales, simbolizando en muchas localidades una fuente imprescindible real de sustento (Tobar-Pesántez, 2022).

Sin embargo, en el enfoque micro para todos los países mencionados los flujos internacionales (remesas) son las que adquieren una importancia relevante explicativa para la Comunidad Andina. Por la fragilidad del mercado laboral en varios países andinos, la migración internacional nace como una estrategia deliberada para poder sobrevivir, usada por los hogares para intentar superar la pobreza y limitar riesgos (Zurita Moreano et al., 2024).

En distintas posturas que sostienen que las remesas ayudan solamente a las clases medias debido a los altos costos que tiene emigrar, los estudios recientes indican que las remesas afectan de manera directa y de forma muy significativa el coeficiente de Gini (Azizi, 2019). Varias investigaciones muestran que estas transferencias internacionales generan un efecto bastante notable en la distribución del ingreso, debido a que aumentan el poder adquisitivo de los hogares que se encuentran en condición de pobreza y cooperan a bajar las brechas de desigualdad (Bussolo et al., 2008). Por lo cual el impacto de los flujos internacionales sobre el coeficiente de Gini resulta de gran relevancia para la presente investigación.

1.2 Justificación

1.2.1 Justificación teórica, metodológica (viabilidad) y práctica

Para la justificación teórica, la investigación actual presenta un alto interés social y económico, porque estudia uno de los vacíos más relevantes de la investigación del desarrollo económico contemporáneo: el impulso de actualizar y someter a verificación empírica los postulados clásicos de las teorías del crecimiento frente a la realidad de todas las economías transnacionalizadas. Bajo esta idea, la teoría original de Simón Kuznets necesita de una revisión bastante crítica y profunda, en el contexto

de los estados que son dependientes de los factores del exterior, como sucede con la gran exportación de fuerza laboral en CAN (Villamar Gavilanes, 2021).

El interés del aporte teórico radica en enriquecer notablemente el debate académico por medio de la incorporación de remesas como una variable de control necesaria, que modula la relación entre el PIB per cápita y el coeficiente de Gini (Cazachevici et al., 2020). A lo largo del tiempo, la literatura de la economía global ha mostrado un gran debate y resultados que son bastantes contradictorios entre sí y con respecto a la hipótesis de la U invertida en los países en vías de crecimiento. Mientras algunos académicos mantienen una postura en la que el crecimiento económico promueve el fomento de la equidad, otros enfoques más actuales señalan que, por la debilidad de distintas instituciones, la relación presume de adoptar diferentes maneras que no garantizan una reducción instantánea de la desigualdad a largo plazo (Alejo, 2012). Por ende, esta investigación teórica va mucho más lejos porque trasciende la idea de solo contrastar la hipótesis; busca disponer empíricamente si la inyección masiva de los flujos de capital del exterior funciona como un catalizador que favorece a la convergencia de la distribución de la renta en los países de la región Andina o, por el contrario, si aumentan las brechas existentes al concentrarse en determinados sectores poblacionales (Borja & Hall, 2018).

Asimismo, la investigación adquiere una gran relevancia económica, pues contribuye con fundamentos teóricos para entender como el modelo de inserción internacional basado en remesas y la exportación de materias primas (en su mayoría de los países en vías de desarrollo) condiciona los límites del bienestar general y el crecimiento inclusivo (Zurita Moreano et al., 2024).

Para la justificación metodológica, la originalidad del estudio se encuentra en sobrellevar las limitaciones presentes en los análisis transversales simples, que siempre han tenido el sesgo de mezclar naciones subdesarrolladas con naciones desarrolladas, incurriendo en su lugar por una dimensión comparativa y longitudinal estricto (1990-2024) focalizándose exclusivamente en los países de la Comunidad Andina (Chuquillanqui Lichardo & Pinto Adriazola, 2023). La viabilidad de la investigación está respaldada y garantizada por medio del uso de literatura de alto nivel, abarcando

las investigaciones y aportes iniciales de Simón Kuznets hasta las bases de datos mundiales de Deininger y Squire (Martínez Navarro, 2016).

Para el manejo de datos, el estudio se fundamenta en el acceso de microdatos y registros macroeconómicos procedentes de fuentes secundarias reconocidas de forma global. La principal que se emplea son los Indicadores del Banco Mundial (Quito et al., 2025). Esta diversidad de datos permite utilizar el coeficiente de Gini estandarizados y como medidas de asignación de cuantiles para la reducción de errores, para fortalecer la robustez y confiabilidad de los mismos (Medina, 2001).

La tecnología por utilizarse, son herramientas de econometría avanzada, softwares especializados como Eviews, Stata y Rstudio, lo cual admite trabajar con paneles de datos de gran y extensa dimensión (Acuña Ascencio et al., 2025). Se considera bastante viable el uso de metodologías contemporáneas, como, modelos de regresión de datos de panel con pooled MCO, efectos fijos y efectos aleatorios (utilizando el test de Breusch-Pagan y el test de Hausman para determinar cuál es el mejor), garantizando el correcto control de problemas como la heterocedasticidad, la autocorrelación y endogeneidad inherente a estas variables (Zurita Moreano et al., 2024). Todo lo mencionado corrobora que se dispone de los capitales, recursos tecnológicos y metodológicos para desarrollar un trabajo de excelente calidad académica.

Finalmente, desde la justificación práctica, el estudio tiene un impacto tangible y directo para el diseño de la política pública a nivel nacional y nivel regional. Las conclusiones y resultados obtenidos en la investigación están proyectadas para servir como una herramienta de evaluación para las autoridades estatales, facilitando comprender como las variables de desempleo, pobreza, crecimiento y el flujo de remesas interactúan en la realidad social (Cuero Olvera et al., 2025). Al estudiar la trayectoria de la desigualdad, el análisis ayudara a proporcionar recomendaciones específicas para evitar las trampas del desarrollo estancado en los países andinos, explicando la necesidad de fortalecer la inclusión financiera y manejar de manera eficiente los recursos que vienen de la migración (Fernández Ramírez et al., 2025).

Los principales beneficiarios del presente estudio serán, en primer lugar, las poblaciones más frágiles de la región andina y los miles de familias que precisan de

los flujos financieros extranjeros; en el tiempo en que la información generada contribuya a diseñar programas sociales más equitativos y eficientes (Busso & Messina, 2020). Además, instituciones como bancos centrales, ministerios, organismos de planificación académica se verán beneficiados al contar con información más específica y actualizada sobre su realidad geográfica. A nivel internacional, las instituciones de cooperación podrán dirigir mejor sus estrategias de desarrollo sostenible, reconociendo que los mejores programas de avance económico requieren de políticas activas que protejan a las poblaciones de bajos ingresos y promuevan el impacto de las remesas en el establecimiento de capital humano, sosteniendo así una transformación del desarrollo más equitativo de la CAN a largo plazo (Azizi, 2019).

1.2.2. Formulación del problema de investigación

¿Existe una relación estadística entre el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos en los países de la CAN según la hipótesis de la Curva de Kuznets (1990-2024)?

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivo general

Analizar la relación entre la desigualdad y el crecimiento económico, contrastando la validez de la curva de Kuznets en los países de la CAN.

1.3.2 Objetivos específicos

Describir la evolución histórica de la brecha de ingresos y del PIB per cápita en los países de la CAN, con enfoque en los cambios medidos a través del coeficiente de Gini.

Verificar estadísticamente en qué punto del trayecto teórico de la Curva de Kuznets se encuentran los países de la CAN, considerando el posible umbral de inflexión del ingreso per cápita.

Interpretar los resultados obtenidos en función de los marcos teóricos de desigualdad, crecimiento y remesas en los países de la CAN.

CAPÍTULO II

MARCO TEÓRICO

2.1 Revisión de literatura

2.1.1 Antecedentes investigativos

La relación entre el crecimiento económico, la brecha de ingresos y los flujos de remesas ha constituido un eje central en la discusión académica durante las últimas décadas, originando una extensa literatura empírica y teórica. El punto de partida fundamental en el análisis de la distribución del ingreso es la hipótesis del economista Simon Kuznets (1955), quien ideó una de las hipótesis más influyentes y duraderas en la historia contemporánea del análisis económico al sostener que la relación entre el crecimiento económico y la desigualdad de ingreso sigue un modelo de “U” invertida. De acuerdo con Kuznets, en las etapas iniciales del desarrollo de un país, la desigualdad del ingreso experimenta un aumento progresivo. Este aumento inicial no es una anomalía, sino un resultado matemático y natural de la transición estructural de una economía agrícola tradicional hacia una economía industrializada y urbana.

Kuznets (1955) ideó su modelo a partir de la observación de la dualidad económica que distingue a las naciones en sus etapas iniciales de crecimiento. En dicha dualidad, el sector agrario se caracteriza por una productividad baja y salarios de subsistencia, a la vez que el sector industrial emergente presenta una productividad mayor e ingresos notablemente superiores. En cuanto los trabajadores empiezan a migrar desde las zonas rurales hacia los centros urbanos para incorporarse al sector moderno, se genera un aumento en la desigualdad de ingresos media entre el sector tradicional y moderno.

Desde una perspectiva más reciente, la relación entre transformación estructural y desigualdad salarial se interpreta como un proceso de reasignación laboral entre sectores con distintos niveles de productividad, remuneración y dispersión salarial. Baymul & Sen (2020) explican que el traslado de trabajadores desde actividades tradicionales de baja productividad hacia sectores modernos puede modificar la distribución del ingreso, aunque su efecto no debe entenderse como automático. En este sentido, la desigualdad puede aumentar cuando los sectores receptores concentran

empleos de mayor productividad, pero también de mayor heterogeneidad salarial; sin embargo, puede reducirse si el cambio estructural incorpora de forma amplia a la fuerza laboral y mejora las oportunidades de empleo. Sin embargo, la hipótesis de la “U” invertida sostiene que este proceso de divergencia distributiva es autolimitante. Mientras que el proceso de la urbanización progresa y gran parte de la fuerza laboral se concentra en el sector industrial moderno, los salarios en el sector agrícola tienden a equipararse por la escasez relativa de mano de obra rural. Asimismo, el fortalecimiento de las organizaciones democráticas, las negociaciones colectivas y la expansión del acceso a la educación empiezan a ejercer un mecanismo de reducción de desigualdad en las fases avanzadas del desarrollo. Por consiguiente, al alcanzar un determinado nivel de ingreso per cápita, la concentración de ingreso alcanza su nivel más elevado y después empieza a sufrir una reducción gradual a largo plazo (Kuznets, 1955).

En la literatura contemporánea, la hipótesis de la Curva de Kuznets ha sido revisada mediante bases de datos más amplias y metodologías econométricas más robustas. Barro (2008), al actualizar el análisis empírico sobre desigualdad y crecimiento, encuentra cierta evidencia de una relación de “U” invertida entre el ingreso per cápita y la desigualdad; no obstante, también señala que dicha relación no explica por completo las variaciones distributivas entre países y a lo largo del tiempo. De forma complementaria, Baymul & Sen (2020) sostienen que el vínculo entre desarrollo económico y desigualdad depende del tipo de transformación estructural que experimenta cada economía. Por tanto, el crecimiento económico no debe asumirse como un mecanismo suficiente ni automático para reducir la desigualdad, ya que sus efectos dependen de la estructura productiva, la calidad del empleo, las instituciones y las políticas redistributivas.

A pesar del consenso original, Kanbur (2012) enfatizó una fragilidad metodológica relevante en las investigaciones iniciales: la curva de Kuznets es inherentemente una hipótesis sobre la trayectoria temporal dentro de una misma nación, por lo que empleo datos de corte transversal entre diversos países, podría arrojar resultados poco consistentes. Por otro lado, la base de datos recopilada por Deininger & Squire (1998) permitió a los investigadores evaluar la hipótesis utilizando datos de panel más robustos a lo largo de varias décadas. Estos autores demostraron que la relación en

forma de "U" invertida no era una ley económica universal, encontrando poca evidencia de este patrón al estudiar la evolución interna de los países analizados.

El cuestionamiento empírico a la universalización de la curva de Kuznets fue respaldado por investigaciones parecidas de la época. Barro (2000) manejó un gran panel de datos internacionales y determinó que el crecimiento económico por sí mismo no garantiza una mejora sistemática en la distribución de la renta. La experiencia en los países de Asia del este fue especialmente desafiante para el paradigma tradicional, Stiglitz (1996) informo como algunas economías asiáticas logran transitar rápidamente de niveles bajos a medianos ingresos al mismo tiempo que disminuían sus niveles de desigualdad. Por otra parte, se evidenció que, en varios países de ingresos bajos, la brecha de ingresos aumentó drásticamente sin registrar un crecimiento económico acelerado, cuestionando la etapa ascendente teórica de la curva original (Palma, 2011).

El símbolo visual de Kuznets demostró ser bastante resiliente y cambió para explicar distintas transformaciones estructurales de la economía. Greenwood & Jovanovic (1990) idearon una extensión teórica esencial conocida como la Hipótesis de la Curva Financiera de Kuznets. Dicho modelo plantea que el vínculo entre el desarrollo del sistema financiero y la brecha de ingresos tienden a seguir un patrón de "U" invertida. En los niveles iniciales del desarrollo financiero dichos sistemas presentan una cobertura limitada, costos elevados de intermediación y severas limitaciones de acceso. En contraparte esto posibilita la inclusión financiera de zonas anteriormente restringidas, como hogares de bajos ingresos y pequeñas empresas, permitiendo que el crédito se convierta en una herramienta para menguar la desigualdad. En el contexto de economías en desarrollo como ocurre en los países de la CAN, esta orientación se muestra importante, debido a que las remesas pueden desempeñar una función adicional al sistema financiero formal, desempeñándose como una fuente alternativa de liquidez para los hogares que afrontan restricciones de crédito, por consiguiente, los flujos de remesas podrían ayudar a suavizar las limitaciones del sistema financiero y cambiar la trayectoria de la brecha de ingresos.

La evidencia empírica sobre dicha hipótesis no muestra un consenso claro. Por una parte, la investigación de Clarke et al. (2006) muestran que un desarrollo en el área financiera favorece la reducción de la desigualdad en el largo plazo en un panel de 83 países. Asimismo, Jauch & Watzka (2016) emplearon métodos de panel con efectos

fijos y determinaron que el desarrollo financiero contribuye al aumento de la concentración de ingresos y al beneficio desigual de las rentas de capital, es decir, ayuda en gran parte a los propietarios del capital y no a los hogares de menores ingresos.

Los estudios econométricos modernos han ampliado las interpretaciones geométricas del desarrollo, trascendiendo la curva de Kuznets. Allard et al. (2018) plantearon la existencia de relaciones más complejas, como la curva en forma de “N”, donde la desigualdad muestra un incremento inicial, seguido de una disminución para luego experimentar un nuevo aumento en las fases avanzadas del desarrollo económico. Este comportamiento ha sido relacionado a elementos como los cambios tecnológicos y la profundización financiera orientada hacia el capital humano, lo que genera beneficios de forma desigual a los individuos con altos niveles de riqueza y educación (Moomaw & Unruh, 1997). El contexto anteriormente mencionado es relevante porque posibilita entender que la relación entre el crecimiento y la desigualdad no responde a un patrón único y lineal, esta dinámica es aplicable a las economías en desarrollo como la de los países de la Comunidad Andina.

A su vez, una de las críticas más importantes a la hipótesis de Kuznets fue formulada por Thomas Piketty. Dicho autor analiza el estudio de la desigualdad desde la evidencia histórica apoyada en registros fiscales. Sus conclusiones indican que la disminución de la desigualdad contemplada en las economías desarrolladas en el transcurso del siglo XX no respondió a una dinámica natural en el crecimiento económico, sino a factores extraordinarios como las guerras mundiales, la implementación de políticas fiscales redistributivas y la gran depresión (Piketty, 2014).

Piketty (2014) señala que el capitalismo empuja hacia una acumulación de patrimonio. Explícitamente, su argumento central es que la desigualdad aumenta cuando el rendimiento del capital supera el crecimiento de la economía, porque este desequilibrio favorece a los sectores que ya poseen mayor riqueza. En la misma línea, Milanovic (2016) propuso el concepto de “ondas de Kuznets” sosteniendo que la desigualdad no se limita a una dinámica simple, sino que fluctúa en periodos largos, impulsada por cambios tecnológicos sesgados que amplían la brecha y por políticas e instituciones redistributivas que buscan reducirla temporalmente.

Tradicionalmente, la región ha luchado con lo que F. Fajnzylber (1990) nombró como el “casillero vacío” del desarrollo, aludiendo a la baja capacidad de América Latina para relacionar un crecimiento económico dinámico con una repartición igualitaria de los beneficios. La Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) evaluó la causa de este problema por medio de la teoría de la “heterogeneidad estructural”.

Dicha heterogeneidad estructural explicada por la CEPAL conlleva que en Latinoamérica coexisten de manera desigual un sector primario exportador, con gran capacidad tecnológica, y un gran sector informal agrícola y urbano de subsistencia. De forma distinta a las economías industriales de Kuznets donde el cambio laboral hacia una economía más industrializada igualaba los ingresos, el dualismo productivo de América Latina es bastante rígido. El sector moderno no logra absorber la gran cantidad de trabajadores no calificados porque sobresale siendo la mayoría de la población. Como respuesta, el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) se centra en los territorios de alta eficiencia y en las rentas de capital, sin generar un incremento generalizado de los salarios reales de los grupos pertenecientes a los estratos más bajos de la distribución (CEPAL, 2010).

Al delimitar el análisis a la Comunidad Andina (CAN) conformada por Colombia, Ecuador, Perú y Bolivia la evidencia de la teoría de Kuznets resulta distinta. Varona-Castillo & Gonzales-Castillo (2021) hicieron un extenso estudio econométrico de series de tiempo para Perú entre 1985 y 2017 y desestimaron estadísticamente la existencia de la “U” invertida. Para los investigadores la relación entre el coeficiente de Gini y el PIB per cápita en dicha economía la gráfica histórica resultó en forma de “W” y no en “U” invertida. La forma de “W” resalta una vulnerabilidad estructural latente de los ciclos externos de los precios de los metales para el país peruano resulta relevante porque estos ciclos generan una gran volatilidad en el crecimiento económico, en la que los periodos de expansión económica contribuyen a reducir la pobreza en forma temporal, pero no logran dismantelar la debilidad institucional y la alta informalidad laboral que refuerzan la desigualdad estructural.

No obstante, los estudios comparados otorgan ideas divergentes dentro del mismo bloque. Ayaviri Nina et al. (2018) estudiaron modelos de panel dinámicos para las naciones de la CAN y encontraron pruebas exploratorias que eran positivas para la

hipótesis de Kuznets en las trayectorias de Bolivia y Colombia. La trayectoria distributiva de la curva de Bolivia es especialmente representativa. Desde mediados de la década de los 2000, el país sostuvo una contracción significativa y continua en su coeficiente de Gini. La literatura especializada afirma que este avance no respondió a los avances automáticos del mercado sostenidos por las ideas de la teoría de la economía clásica, sino por factores institucionales y estructurales.

Al contrario, el descenso de la desigualdad en Bolivia fue la consecuencia de una intervención estatal en términos referentes a las políticas fiscales redistributivas y el uso de programas de transferencias directas. Dichas acciones, respaldadas por los excelentes ingresos provenientes de la renegociación de los excedentes hidrocarburíferos en el auge de las materias primas, lograron incrementar con rapidez el piso de consumo de los hogares ubicados en el 10% inferior (Medina Guitiérrez & Ayaviri Nina, 2017).

En contraste con los casos de estudio de mejora en la movilidad distributiva del ingreso, Colombia está lejos de dichos avances. Los antecedentes exponen que en el país persiste uno de los niveles más grandes de concentración de ingreso en la región, evidenciando una gran rigidez en la disminución de su índice de Gini por más que sus tasas relativamente altas de crecimiento económico resulten notablemente beneficiosas (Busso & Messina, 2020). La incesante desigualdad en Colombia se ancla a características estructurales históricas, en donde destacan la alta concentración de la propiedad rural al limitar el acceso igualitario a los medios de producción, restringir la creación de ingresos en los sectores más pobres y prolongar brechas socioeconómicas entre padres e hijos, un extenso conflicto armado que ha deteriorado la formación de capital humano, la rigidez de su estructura laboral formal. Las adversidades de dichas condiciones marcan la restricción de la acumulación de capital humano en las zonas más vulnerables y dificultan severamente que el crecimiento económico actúe como un mecanismo en la reducción de la brecha de ingresos (Arango T. & Posada P., 2001).

Mientras tanto, Garrochamba-Sánchez (2017) informó que las etapas de más alta desigualdad en Ecuador se alinearon con un aumento severo en la inversión pública, que fueron impulsados por el alza de los precios de la exportación petrolera. Sin embargo, se detectó la insostenibilidad a largo plazo de este modelo debido a que las

caídas del precio internacional del petróleo evidenciaron la debilidad de las mejoras en la distribución cuando se encuentra sin un incremento sostenido de la productividad total de los factores.

En la dificultad del contexto latinoamericano, las remesas internacionales se han consolidado como un complejo factor macroeconómico que puede transformar la dinámica tradicional entre la distribución del ingreso y el crecimiento económico. La comprensión del impacto de dichos flujos recae sobre la fundamentación teórica basada en la “Nueva economía de la Migración Laboral”, la cual alteró la perspectiva convencional al mencionar que la migración internacional no es una decisión individual para la maximización del ingreso, sino que, responde a una táctica racional del hogar, orientada para expandir las fuentes de ingreso ante los problemas e inestabilidad en la parte macroeconómica y para vencer las limitaciones impuestas para el acceso al crédito y dinámicas de aseguramiento en los mercados locales (Stark, 1991). En dicha idea, las remesas se forman como el retorno financiero directo de dicha estrategia familiar de carácter transnacional.

El efecto de las remesas sobre la desigualdad interna ha generado un gran debate en la literatura empírica. La evidencia manifiesta que el efecto distributivo de las remesas no tiene comportamiento lineal vinculado al nivel de desarrollo de las redes migratorias independientes de cada país. En las fases iniciales del proceso migratorio, los costos de la emigración, el riesgo de inserción laboral en el país de llegada y el acceso a visados resulta limitado principalmente para hogares de la parte alta o media de los estratos de la distribución del ingreso. Por consiguiente, los retornos iniciales en forma de remesas suelen dirigirse a estos grupos, ampliando la brecha de desigualdad medida por el coeficiente de Gini en las regiones de origen (P. A. Acosta et al., 2009).

Los modelos macroeconómicos insinúan opiniones diversas sobre el impacto de las remesas en el aumento del PIB y por ende del PIB per cápita. Desde el enfoque endógeno o funcionalista, las remesas son consideradas como una fuente fundamental de liquidez monetaria que ayuda a frenar problemas económicos frente a las crisis. La entrada de divisas externas aumenta la renta disponible de los hogares, causando un efecto multiplicador sobre la demanda agregada interna por medio del incremento continuo de la demanda privada. Además, las remesas actúan en los hogares como

aliviadores a las restricciones de liquidez en ambientes financieros desiguales, permitiendo utilizar parte de estos recursos en la acumulación de capital humano, con mejores niveles de tasas de matriculación educativa y la mejora de condiciones nutricionales para los individuos más desequilibrados económicamente, elementos necesarios para impulsar la productividad laboral en el futuro (Barajas et al., 2009).

El estudio de la literatura actual prueba que la investigación estática de las remesas ha quedado en el pasado, permitiendo mediciones que vinculan dichos flujos financieros con la formación de capital y el cambio estructural de los países en vías de desarrollo (Zurita Moreano et al., 2024). Las remesas no juegan solamente el papel de ser transferencias de dinero, sino que simbolizan el vínculo recurrente entre millones de migrantes y sus familias, actuando como una fuerza silenciosa que traspasa fronteras para mantener hogares y consolidar la macroeconomía de las naciones que las reciben (González Bautista et al., 2024).

Frecuentemente, el flujo incesante de estas remesas ha llegado a sobrepasar las exportaciones históricas, fortaleciéndose como una dinámica de mitigación esencial ante las contracciones económicas y los choques externos en América Latina. La discusión empírica sobre la repercusión de las remesas en el crecimiento del PIB se ha dividido en tres ideas principales: funcionalista, estructuralista y crítica (González Bautista et al., 2024). La idea funcionalista resalta que las remesas atenúan la pobreza enseguida al incrementar la renta de los hogares, otorgándoles de mejor manera lograr saldar gastos básicos de educación, vivienda y salud, lo que causa un efecto multiplicador beneficioso en la demanda agregada local (P. Acosta et al., 2008). En contraste, el enfoque estructuralista señala que las remesas pueden desalentar la inversión productiva local, posibilitando un síndrome donde se promulgue la dependencia familiar y generando eventos macroeconómicos inusuales como la “enfermedad holandesa” en la cual una masiva entrada de divisas provoca un aprecio en el tipo de cambio y disminuye el factor de la competitividad en las exportaciones (P. A. Acosta et al., 2009). Por último, dado como se expone en la visión crítica, el envío de remesas principalmente se considera como una partida presupuestaria de subsistencia que busca equilibrar los errores de los modelos de desarrollo excluyente, sin conseguir de forma autónoma un cambio económico estructural en la nación de origen (Canales Cerón, 2008).

Al indagar en los métodos econométricos usados para cuantificar estos hechos, sobresalen estimaciones actuales fundamentadas en modelos de Vectores Autorregresivos en Panel que captan la interdependencia entre variables, así como su progreso a lo largo del tiempo. Zurita Moreano et al. (2024) utilizaron un modelo PVAR para 15 países de Latinoamérica entre 1996 y 2019, exponiendo que la transformación estructural de las remesas no tiene un patrón lineal, sino que se adecua a las condiciones económicas y transitorias de cada país. En las etapas iniciales, el impacto de las remesas se vincula desfavorablemente con la transformación estructural, porque los fondos son utilizados para el consumo de los bienes que son de primera necesidad; no obstante, en el largo plazo, la concordancia se vuelve provechosa, facilitando a quienes las reciben poder invertir en educación, bienes manufacturados y mejoras en su infraestructura de vivienda.

Del mismo modo, estudios específicos para Ecuador apoyan dichas evidencias por medio de modelos de Vectores Autorregresivos Estructurales, probando que las remesas familiares impactan de forma beneficiosa tanto a la formación bruta de capital como al consumo de las familias. Afirmando de este modo que estas se estructuran como un impulsor indirecto, pero considerable para el aumento del Producto Interno Bruto (PIB) de Ecuador en el periodo 1993-2019 (González Bautista et al., 2024). No obstante, como señala Camino Escudero & De la Cruz Flores (2024) en su investigación del caso peruano, dicho crecimiento no respalda por sí solo un beneficio distributivo, debido a que la hipótesis de Kuznets ha sido bastante discutida; en su lugar, se contempla que mecánicas de crecimiento lento y con carencia de estabilidad, acrecentadas por crisis como la de la pandemia de COVID-19 y la crisis financiera del 2008, han aportado a sostener o incluso extender las brechas de riqueza.

En esta misma línea, en los estudios sobresale un papel imprescindible en la matriz productiva para el esquema de la desigualdad. La complejidad económica, comprendida como la diversidad y sofisticación de exportaciones, se anuncia como un determinante necesario, porque los países con estructuras exportadoras diversificadas y complejas suelen tener niveles de desigualdad más pequeños en comparación con los países que son más dependientes de actividades sector primario extractivo (Hartmann et al., 2017). En consecuencia, tal como lo plantea Hidalgo (2021), el cambio hacia economías orientadas al conocimiento constituye un factor decisivo que,

a los países de ingresos medios con sectores de baja productividad (como en el caso de la mayoría de los sectores de los países de la Comunidad Andina) la diferencia de dichas economías es que han alcanzado procesos de industrialización y sectores de alta productividad con mayor inclusividad para sus habitantes.

Bajo esta premisa, ópticas más actuales han añadido una visión multisectorial para esclarecer la mecánica distributiva en el siglo XXI. Una investigación comparativa entre México y Estados Unidos, sustentada en censos de gran magnitud, demostrando que la movilidad laboral entre zonas juega un rol fundamental en la transformación del coeficiente de Gini. En tanto que en México la transición de trabajadores de menores ingresos hacia zonas industrializadas y de servicios aportó a reducir la desigualdad en general (pasando de un Gini de 0,49 a 0,43 entre el 2000 y 2020). En contraste, en Estados Unidos la concentración de trabajadores de ingresos altos en servicios modernos y avanzados, tales como los empresariales y financieros, aumento la desigualdad (Saumik & Kunal, 2025). Este descubrimiento refuerza la idea de la CEPAL, en donde la heterogeneidad estructural representa a América Latina y por ende limita a gran parte de la fuerza laboral a zonas de poca productividad, mientras que una pequeña parte concentra los privilegios del crecimiento en segmentos modernos y sectores de alta apertura comercial hacia el mercado global (Gaudin & Pareyón Noguez, 2020).

En el orden de la desigualdad de la Comunidad Andina, la inversión extranjera Directa (IED) desempeña un rol principal y bastante asimétrico. Empíricamente por medio de un modelo panel VAR bayesiano se encontró que la inversión extranjera directa tiene resultados heterogéneos, bajando la desigualdad en Bolivia, pero incrementándola en Perú debido a su matriz productiva, concretamente, en Bolivia, la IED llevada a sectores de alta intensidad en mano de obra no calificada (como la construcción) consigue aumentar los sueldos de los trabajadores de primera línea, ratificando la teoría neoclásica del comercio internacional de Heckscher-Ohlin-Samuelson, en cambio, en Perú, al ser un estado con una gran incidencia en la extracción de minerales de la subregión, la IED amplía la brecha de ingresos al demandar estratos laborales superiores de alta capacidad productiva, remunerado primas salariales altas a un segmento minoritario y excluyendo a las mayorías (Cáceres & Urbina, 2023). Estas ideas se enlazan con su contraparte en la cual; a pesar de que la inversión extranjera

directa genera un impacto en las ganancias del país receptor, estas tienden a salir del país en vez de reinvertirse, lo que genera que el crecimiento económico no favorezca a la estructura social, lo que invalida la premisa de la distribución instantánea del ingreso, impidiendo el “efecto goteo” señalado por las corrientes neoliberales (Kaulihowa & Adjasi, 2018).

Otra idea primordial instaurada por la literatura es la dotación de capital social y su conexión con los shocks externos. A pesar de la función niveladora atribuida teóricamente que se enfatiza a la educación superior, la realidad vista en los países de la Comunidad Andina exhibe asimetrías y contradicciones (Camino Escudero & De la Cruz Flores, 2024). Tal como se observa en el panel VAR de Cáceres & Urbina (2023), los shocks en el capital social generan una respuesta positiva en Bolivia, Ecuador y Perú; es decir, en el horizonte temporal breve, el aumento de los años promedio de instrucción extiende la desigualdad de ingresos en vez de mitigarla. Este resultado inesperado manifiesta que la oferta educativa de la mejor calidad está dirigida a principalmente a las zonas urbanas privilegiadas, ayudando a los deciles superiores, en tanto que en el medio rural se observa una gran marginación educativa. Curiosamente, solo en Colombia los recursos humanos actúan como agentes reductores sobre el índice de Gini a corto plazo, situación que se explica por la consecuencia de un menor porcentaje de población rural (18,26%) frente al promedio andino, lo que posibilita que una mayor parte de la población se beneficie con mayor rapidez de los beneficios que otorga la educación (Cáceres & Urbina, 2023).

La carencia y la vulnerabilidad del empleo, reforzada por los altos niveles de informalidad y trabajo no registrado en la región, cambia la relación teórica clásica entre el desempleo y la inequidad. El estudio econométrico bayesiano confirma que, en países con informalidad común como Ecuador, Perú y Bolivia, la desvinculación de un trabajo formal no conduce directamente a una precariedad total, la fuerza laboral pasa casi de inmediato hacia actividades de la economía informal. En contraparte, en Colombia que carece de tasas altas de informalidad, los shocks de desempleo deterioran la distribución del ingreso de manera sostenida dada por la evidencia estadística, porque la red de protección del mercado informal carece de una menor capacidad de respuesta (Cáceres & Urbina, 2023). Esta particularidad, estudiada por Sovilla et al. (2022) sobre el caso de México, los estudios demuestran que las medidas

de distribución clásicas resultan poco eficaces si no están acompañadas de estrategias que promuevan el empleo formal y cambios predistributivos que aumenten los salarios mínimos.

También, los factores que provocan la pobreza multidimensional se encuentran estrechamente relacionadas con la concentración de la riqueza. Morocho Sagbay et al. (2025) determinaron, por medio de modelos de regresión múltiple aplicados a Ecuador durante los años 2009-2023 que, al tener un índice de Gini alto, el gasto público en salud y el PIB per cápita tienden a ser más bajos, por lo que el aumento de los niveles de pobreza agrava de manera endógena la desigualdad estructural. Como lo indica Cornejo Vega et al. (2024) determinantes tangibles tales como el estado de la infraestructura de la vivienda y la ausencia de servicios básicos como el agua potable o alcantarillado en áreas rurales de Ecuador establecen situaciones de pobreza estructural que con el crecimiento del PIB no son suficientes para solucionarlas, necesitando de la intervención estatal directa. En consecuencia, el modelo que apoya la extracción de recursos y la exportación de materias primas ha desplazado a las poblaciones campesinas e indígenas, perpetuando marginaciones que ni incluso con las ayudas económicas esporádicas logran corregir a largo plazo.

Esta poca relación entre bienestar y crecimiento ha sido bastante visibilizada por la reciente pandemia global. Diversos estudios evidencian un retroceso histórico en la región, dado que la pandemia de COVID-19 precarizó los avances distributivos alcanzados a inicios del siglo, incrementando el coeficiente de Gini debido a la inactividad económica y la pérdida de empleo en los sectores de menores ingresos (CEPAL, 2023; Lustig et al., 2020). En vista de estimaciones actuales, en Perú el coeficiente de Gini se elevó de 0,416 en 2019 a 0,438 en 2020, este incremento bastante preocupante del 5,29% sacó a la luz la ineficacia y fragilidad de los sistemas de salud pública y del sistema de protección social (Valdivia Guitierrez, 2022). Patrón similar se vio a nivel regional, cuestionando la idea en la cual la integración de mercados y la globalización eran suficientes para equiparar la economía entre los países (Villanthenkodath et al., 2024).

La discusión en la literatura empírica sobre los mecanismos reales de la tributación y la política fiscal se ha ampliado para verificar si realmente funcionan como dinámicas de corrección en el momento de mitigar la desigualdad estructural. El análisis de la

CEPAL, basadas en el enfoque estructuralista, confirman que Latinoamérica presenta sistemas fiscales bastante injustos centrados en impuestos indirectos, en donde el 10% más rico elude o evade impuestos que son directamente proporcionales a su riqueza patrimonial (Amarante et al., 2023). En otra investigación se ha comprobado que, al contrastar encuestas de hogares con registros tributarios internos en Chile, existía una gran subestimación del coeficiente de Gini real. Al corregir la declaración poco satisfactoria de los ingresos por capital, que son la fuente de ingresos más grande del 1% más acaudalado, la verdadera desigualdad en Chile se encuentra en un margen bastante amplio con respecto a lo que se reportaba con instrumentos estadísticos tradicionales (Larrañaga et al., 2022). Estos hechos estadísticos “del 1% más rico” confirma con datos respaldados las posturas neomarxistas y la hipótesis de Piketty (2014) sobre la desigualdad de capital, demostrando que falta de políticas tributarias altamente progresivas causa que el libre mercado por sí solo promueva la concentración de riqueza y recursos en pocas manos (Alvaredo et al., 2013).

Por otra parte, la calidad de las instituciones y la descentralización fiscal han surgido como elementos fundamentales que son imprescindibles en los modelos econométricos con datos de panel en la actualidad. Se enfatiza empíricamente con ejemplos reales que la descentralización del gasto público, con el respaldo de una estructura de gobierno sólida, es capaz de atenuar las brechas entre regiones y mejorar la calidad de la infraestructura esencial, funcionando como un freno a la tendencia del mercado a concentrar la riqueza y la desigualdad (Udeagha & Ngepah, 2022). Sin embargo, tal como lo indica Arango T. & Posada P. (2001) para el caso de Colombia y González Castillo (2009) para Perú, en gran parte de los países miembros de la Comunidad Andina, la corrupción generalizada y la debilidad institucional destruyen gran parte de las políticas fiscales expansivas que buscan estimular la economía, causando el fenómeno clásico de la “maldición de los recursos naturales” en la cual la riqueza en materias primas favorece redes de lealtades políticas en vez de la innovación y la formación tecnológica.

Los componentes institucionales también afectan en como las remesas influyen en la desigualdad. Desde la idea anterior de la “Nueva Economía de la Migración”, se formula que el dinero recibido desde el extranjero permite mitigar la falta de préstamos locales (Oded Stark & Bloom, 1985). Ante la falta de créditos bancarios directos para

microemprendimientos o agricultura familiar, los hogares en América Latina impulsan su nuevo financiamiento con transformación productiva utilizando remesas provenientes desde Estados Unidos o España (González Bautista et al., 2024). No obstante, para el caso ecuatoriano, el efecto sostenible está intrínsecamente relacionado por la situación macroeconómica de los países receptores y de los emisores, un desplome en el ingreso por habitante de la nación emisora causa un colapso rápido en la emisión de dinero, lo que lleva a un impacto negativo de los hogares dependientes en la nación de origen (Andrade Herrera & Correa-Quezada, 2023). De ahí que el reto fundamental de los países andinos consista en implementar instrumentos bancarios que sistematicen la incorporación del dinero enviado desde el exterior hacia circuitos en inversiones productivas sostenibles, evitando que dichos ingresos funcionen solamente como una red de seguridad pasiva ante el desempleo y la inflación (González Bautista et al., 2024).

En este contexto, resulta funcional analizar el papel de la Productividad Total de los Factores (PTF) como métrica del valor y bienestar del crecimiento económico. La evidencia para Ecuador señala una falta de eficiencia y de progreso técnico en la producción ecuatoriana en las últimas décadas, lo que indica que el crecimiento económico no se ha encontrado apoyado por innovaciones, mayor eficiencia y mejoras en el talento humano, si no que estuvo respaldada mayormente sobre la inversión en infraestructura y el endeudamiento estatal estimulada por la bonanza petrolera (Minuche Armijos et al., 2021). Al analizar la Comunidad Andina por medio de modelos de series de tiempo multivariadas (VECM o ARDL), resulta evidente la baja productividad en el sector de servicios, el cual concentra mano de obra precaria o que genera trabajo bajo condiciones inestables, lo que prolonga de forma circular la desigualdad estructural y frena el acercamiento hacia los estándares económicos de las naciones de la OCDE (Restrepo Sierra et al., 2024).

Al unir distintos enfoques analíticos, la coincidencia de los estudios empíricos resalta que la relación entre el crecimiento económico y la desigualdad no obedece a reglas automáticas ni inmutables impuestas por el libre mercado (Camino Escudero & De la Cruz Flores, 2024). En el contexto de la economía andina, las mecánicas de Gini explican un contraste entre los mercados formales que ofrecen pocas garantías de estabilidad, una inversión extranjera directa centrada en recursos naturales y una

ineficiente recaudación fiscal, que representan un contrapeso frente a los altos niveles generados por ingresos de remesas internacionales (Zurita Moreano et al., 2024). El dinero enviado por inmigrantes actúa como reductor de la pobreza extrema al mismo tiempo que dinamiza el sector de la construcción y los negocios locales, la falta de un estado que sea capaz de redistribuir eficazmente la riqueza e invierta en la equidad educativa provoca que el subdesarrollo estructural sea casi permanente (Cecchini & Martínez Pizarro, 2023). Por lo tanto, cualquier diseño de política macroeconómica en Colombia, Ecuador, Perú y Bolivia no solo debe limitarse a la búsqueda única del crecimiento del PIB per cápita, sino también debe integrarse de forma intrínseca en la diversificación de la estructura productiva, el desarrollo tecnológico propio y la inclusión social y financiera total de los grupos tradicionalmente marginados (González Bautista et al., 2024).

2.1.2 Fundamentos teóricos

El análisis de las dinámicas macroeconómicas contemporáneas requiere una comprensión profunda de las fuerzas que impulsan la generación de riqueza y su posterior distribución en la sociedad, aspectos que se encuentran intrínsecamente ligados a los flujos transnacionales de capital. En primer lugar, el crecimiento económico se define como la expansión continua y sostenida de las posibilidades de producción de una nación, lo que se traduce en un incremento en la cantidad de bienes y servicios finales generados en un período determinado (González Bautista et al., 2024). Para cuantificar este fenómeno macroeconómico, la métrica universalmente aceptada es el Producto Interno Bruto (PIB) y, para efectos de comparabilidad del bienestar social, se emplea el PIB per cápita, el cual resulta de la división del PIB total a precios constantes entre el volumen de la población (Paladines Arévalo, 2022). No obstante, la literatura crítica reciente subraya la urgencia de "descentrar el PIB" como única medida del desarrollo, dado que el PIB per cápita es un promedio aritmético que no captura la heterogeneidad distributiva de la riqueza, invisibiliza la economía del cuidado no remunerado y omite la degradación del capital natural (Vaca-Trigo Baron, 2022).

A lo largo de la historia, varios modelos han explicado el crecimiento económico. Resalta el marco neoclásico de Robert Solow (1956), que sostiene que la producción

crece por el trabajo y la acumulación de capital. Sin embargo, al considerar la tecnología como un elemento ajeno al sistema o se la trata como una variable exógena, predice que las economías alcanzarán un punto de equilibrio donde los beneficios marginales se reducen (Gregory Mankiw, 2012; Güiza Tálaga & Imbachí Ruiz, 2023).

Para superar esta limitación, Romer y Lucas desarrollaron la Teoría del Crecimiento Endógeno, la cual internaliza la tecnología y demuestra que la inversión en capital humano entendido como la educación, salud y habilidades de la fuerza laboral genera externalidades positivas y rendimientos crecientes a escala, convirtiéndose en el verdadero motor del progreso a largo plazo (González Bautista et al., 2024; Restrepo Sierra et al., 2024). Al trasladar estos marcos teóricos a los países en vías de desarrollo, y específicamente a América Latina, emerge la Teoría Estructuralista. Salazar-Xirinachs (2023) y otros autores de la CEPAL argumentan que el crecimiento latinoamericano padece de una "heterogeneidad estructural", caracterizada por un sistema productivo desarticulado donde coexisten enclaves primario-exportadores de altísima productividad tecnológica con un vasto sector informal de subsistencia (Ferrer Labarca & Panchana Cedeño, 2022; Salazar-Xirinachs, 2023). En la Comunidad Andina (CAN) integrada por Ecuador, Colombia, Perú y Bolivia esta dependencia crónica de las materias primas provoca que los ciclos de expansión del PIB sean vulnerables a choques externos y no logren traccionar los salarios reales en la base de la pirámide laboral (Cáceres & Urbina, 2023).

Esta desconexión entre la generación de riqueza y el bienestar general conduce al concepto de desigualdad económica. La desigualdad representa la disparidad estructural en la distribución de ingresos, riqueza, gastos y oportunidades dentro de una sociedad, diferenciándose fundamentalmente entre la desigualdad de ingresos (flujos monetarios periódicos) y la desigualdad de riqueza (acumulación intergeneracional de activos y propiedades), siendo esta última mucho más severa y persistente (Camino Escudero & De la Cruz Flores, 2024). Para su medición analítica, la economía emplea la Curva de Lorenz, una representación gráfica que relaciona el porcentaje acumulado de la población con el porcentaje acumulado del ingreso que perciben (Restrepo Sierra et al., 2024). De esta curva se deriva matemáticamente el coeficiente de Gini, un indicador que oscila entre 0 (igualdad perfecta) y 1 o 100 (desigualdad absoluta), calculando la proporción del área entre la línea de

equidistribución y la curva de Lorenz real (Medina, 2001; Restrepo Sierra et al., 2024). Sin embargo, investigadores contemporáneos advierten que el índice de Gini, basado tradicionalmente en encuestas de hogares, adolece de problemas de truncamiento y subdeclaración fiscal, lo que subestima drásticamente la verdadera concentración del ingreso en el 1% más rico de la población (Larrañaga et al., 2022). Entre los determinantes que perpetúan estas brechas en la CAN destacan las deficiencias en el acceso a educación de calidad, la segregación del mercado laboral y la regresividad de las políticas públicas y tributarias (Cornejo Vega et al., 2024).

El puente teórico fundamental que vincula el PIB per cápita con el índice de Gini es la Curva de Kuznets. El modelo original predice que, conforme la industrialización madura y se democratizan las instituciones, la desigualdad alcanza un punto máximo para luego descender prolongadamente, dibujando una trayectoria en forma de "U" invertida (Ahluwalia, 1976). La evidencia empírica reciente ha desafiado severamente este optimismo.

Frente a las imperfecciones del mercado local y las trampas de pobreza, las remesas internacionales han emergido como un factor macroeconómico determinante. Las remesas se definen como transferencias unilaterales, generalmente monetarias, enviadas por trabajadores migrantes desde sus países de acogida hacia sus hogares en los países de origen, clasificándose en remesas familiares (destinadas a la subsistencia) y remesas productivas (González Bautista et al., 2024; Paladines Arévalo, 2022). La fundamentación teórica de estos flujos reside en la Nueva Economía de la Migración, la cual estipula que la emigración no es una decisión aislada de maximización salarial, sino una estrategia familiar calculada para diversificar riesgos frente a la volatilidad económica y sortear la falta de acceso al crédito formal (Stark, 1991). Las motivaciones para remitir oscilan entre el altruismo puro, que opera de manera contracíclica durante crisis locales, y el interés propio de inversión a largo plazo (González Bautista et al., 2024).

El análisis de como las remesas influyen en el desarrollo se destaca bajo tres ideas. La corriente funcionalista, destaca que, al aumentar el dinero disponible, las remesas influyen directamente en la reducción de la pobreza. Este efecto multiplicador aumenta el consumo bajo la perspectiva keynesiana, promueve la educación e impulsa el crecimiento del PIB (P. A. Acosta et al., 2009; Adams & Page, 2005).

Por el contrario, la perspectiva histórico-estructuralista advierte que una alta dependencia de estos flujos provoca la "enfermedad holandesa", apreciando el tipo de cambio real y mermando la competitividad exportadora, a la par que generan un problema de riesgo moral al elevar el salario de reserva y desincentivar la participación laboral local (P. A. Acosta et al., 2009).

Estudiar cómo se relacionan las remesas, la desigualdad y el crecimiento es un resto complejo, debido a que se afectan mutuamente. Por una parte, la pobreza obliga a las personas a migrar y enviar dinero a sus familiares en su país de origen; por otro, ese dinero altera los niveles de pobreza y el crecimiento del país. Por medio de herramientas estadísticas de alto nivel, los investigadores han logrado separar estas variables y descubrir que el impacto cambia a lo largo del tiempo. A corto plazo, el dinero se destina principalmente a cubrir las necesidades básicas, pero a largo plazo, puede transformar la economía si se orienta a la educación, salud e infraestructura (Zurita Moreano et al., 2024)

Al aterrizar estos constructos teóricos en el contexto de la Comunidad Andina (Ecuador, Colombia, Perú y Bolivia) entre 1990 y 2024, se observan dinámicas particulares dictadas por su estructura económica primario-exportadora. A pesar de los periodos de rápido crecimiento impulsados por los altos precios de los *commodities*, la evolución de la desigualdad ha sido rígida. En Ecuador, la crisis de 1999 convirtió a las remesas en el pilar fundamental que sostuvo la liquidez del sistema dolarizado y amortiguó los choques de consumo (González Galora et al., 2025; Paladines Arévalo, 2022). En Bolivia, la significativa reducción del coeficiente de Gini en las últimas décadas no provino del libre mercado, sino de políticas estatales redistributivas y transferencias monetarias masivas (Ayaviri Nina et al., 2018). Por su parte, Colombia mantiene una de las mayores tasas de desigualdad, exacerbada por conflictos históricos y rigideces laborales; mientras que Perú exhibe un alto crecimiento macroeconómico que no permea a las grandes masas debido a la profunda informalidad (Arango T. & Posada P., 2001; Cáceres & Urbina, 2023). Finalmente, es imperativo reconocer que factores adicionales como la globalización y la Inversión Extranjera Directa (IED) condicionan estas variables; en economías extractivas andinas, la IED y la tecnología a menudo otorgan primas salariales exclusivas a la mano de obra altamente calificada, ampliando las brechas de ingresos a menos que los gobiernos implementen agresivas

políticas predistributivas y reformas integrales en el mercado laboral (Cáceres & Urbina, 2023).

2.2. Hipótesis

El crecimiento económico y las remesas se relacionan significativamente con la evolución de la desigualdad de ingresos en los países de la CAN. Además, el PIB per cápita puede presentar una relación no lineal con la desigualdad, siguiendo la trayectoria propuesta por la teoría a la curva de Kuznets.

CAPÍTULO III

METODOLOGÍA

3.1 Recolección de la Información

Población

Es el conjunto total de elementos, individuos o casos que comparten algunas características o criterios anteriormente establecidos. Es decir, incluye a todos aquellos quienes cumplen con especificaciones determinadas para una investigación, constituyendo así el grupo completo sobre el cual se anhela conseguir información, realizar análisis u obtener conclusiones. Está conformada por los países miembros de la Comunidad Andina (Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú) durante el periodo 1990–2024, considerando información relacionada con crecimiento económico, desigualdad y remesas (Hernández Sampieri & Mendoza Torres, 2018, p. 199).

Muestra

Es un subconjunto o una parte del universo de estudio o de la población, de donde se obtienen los datos imprescindibles para el análisis. Lo cual debe reflejar de forma correcta las características del conjunto total, debido a que de ellos depende que los resultados obtenidos puedan inferir o generalizarse de manera válida al resto de población. La muestra corresponde al conjunto de datos disponibles para dichos países en el periodo de estudio. En caso de contar con información completa, la muestra coincide con la población; de lo contrario, se limita a las observaciones país-año con datos disponibles (Hernández Sampieri & Mendoza Torres, 2018, p. 196).

Fuentes primarias

Una fuente primaria es aquella información original que se obtiene directamente del fenómeno que se está investigando, sin haber sido modificada, interpretada o analizada previamente por otras personas. Este tipo de fuente permite acceder a datos de primera mano, como entrevistas, encuestas, observaciones, experimentos, documentos oficiales, registros, fotografías o grabaciones, por lo que se considera fundamental para desarrollar investigaciones más confiables, precisas y cercanas a la realidad estudiada.

(Tigova, 2025). En la presente investigación no se utilizarán fuentes primarias, solo secundarias.

Fuentes secundarias

Vera Carrasco (2024) señala:

Son aquellas en que se analizan explícitamente publicaciones primarias. Resumen los artículos de investigación primaria. Contienen información primaria, sintetizada y reorganizada. Están diseñadas para facilitar y maximizar el acceso a las fuentes primarias o a sus contenidos. Componen la colección de referencia de una biblioteca. Se utilizan cuando no se tiene acceso a la fuente primaria por una razón específica, cuando los recursos son limitados y cuando la fuente no es confiable. Permiten confirmar los hallazgos en una investigación y ampliar el contenido de la información de una fuente primaria (p. 7).

Las fuentes secundarias corresponden a los registros oficiales de organismos internacionales que publican datos económicos de manera periódica. En este caso, los datos provienen solamente de la base de datos del Banco Mundial (<https://datos.bancomundial.org/>) para cada país, los cuales ofrecen información actualizada y verificable sobre el PIB per cápita, las remesas y el coeficiente de Gini.

Para elaborar la base de datos se efectuó previamente un proceso de revisión, depuración y tratamiento de la información de los países de la Comunidad Andina durante el periodo 1990-2024. En esta etapa, las series fueron organizadas por país y año, verificando la coherencia de las variables consideradas en el estudio, principalmente el coeficiente de Gini, el PIB per cápita y las remesas como porcentaje del PIB. A partir de esta revisión se detectaron algunos valores ausentes o inconsistentes en la variable coeficiente de Gini (solo en dicha variable), por lo que fue necesario aplicar un procedimiento de imputación que permitiera conservar la continuidad temporal y la estructura del panel de datos.

La imputación de los datos se llevó a cabo por separado para cada país, con el fin de evitar que los valores faltantes fueran estimados a partir del comportamiento general de toda la muestra. Para este proceso se consideraron únicamente los datos disponibles

y confiables de cada economía, tomando en cuenta su evolución histórica particular. Con base en esta información, se aplicó una regresión polinómica de segundo grado, la cual permitió estimar los valores ausentes de acuerdo con la tendencia temporal propia de cada país. Este procedimiento permitió disminuir la pérdida de información, mantener el panel de datos balanceado y reducir posibles sesgos que podrían surgir si se aplicaba una imputación común para todos los países.

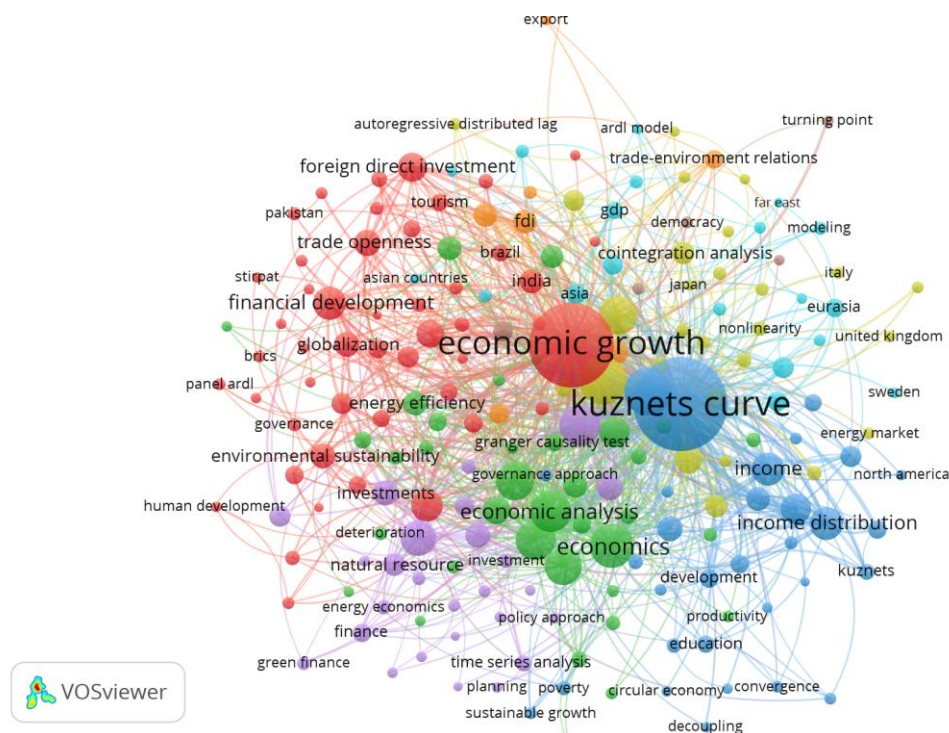
Además, los valores estimados se compararon con el comportamiento histórico de cada serie, con el fin de verificar que mantuvieran una evolución coherente y no presentaran inconsistencias o variaciones atípicas. Por ello, la imputación no se aplicó de manera automática, sino considerando el sentido económico y la trayectoria temporal de los datos. Una vez consolidada la base, la información fue organizada inicialmente en Excel, analizada de forma descriptiva en SPSS y posteriormente procesada en Stata para la estimación econométrica de los modelos de datos de panel.

Asimismo, se aplicó un análisis bibliométrico mediante el uso del software VOSviewer para examinar la estructura y tendencia del conocimiento científico. Se utilizó dicho software debido a que es capaz de procesar grandes volúmenes de datos, y a su popularidad en estudios bibliométricos, así como para graficar relaciones existentes entre varios documentos y autores a través de bases de datos académicos como Scopus.

A través de esta herramienta fue posible organizar redes de conocimiento agrupadas en clústeres, considerando criterios como la coautoría, el impacto de las investigaciones y las palabras clave utilizadas. Este análisis facilita la identificación de las principales líneas de investigación dentro de la literatura, así como las relaciones conceptuales y metodológicas existentes entre los estudios, fortaleciendo de manera significativa la base teórica de la investigación.

Figura No 1

Mapa de co-ocurrencia de palabras clave sobre la curva de Kuznets y la desigualdad de ingresos (base de datos Scopus, elaborado en VOSviewer)



Nota. Elaboración propia con la base de datos en Scopus por medio de VOSviewer.

El mapa de co-ocurrencia de palabras clave permite observar la estructura conceptual relevante de los estudios sobre la desigualdad de ingresos y la curva de Kuznets. En la red presentada, el tamaño de los nodos representa la popularidad de un término, y el grosos de las conexiones indica la fuerza de vínculo e interrelación en la literatura recopilada.

Los hallazgos demuestran que el nodo “Kuznets Curve” es el núcleo de la red de conocimiento, mostrando una gran cantidad de conexiones. Esto ratifica la vigencia de esta teoría clásica para analizar el crecimiento y la desigualdad. Gráficamente hay un nodo de agrupación coherente con términos como “economic growth”, “income distribution” y “development”. A su vez, la presencia de conceptos como la productividad y la educación indican que los estudios contemporáneos utilizan factores estructurales para explicar las desigualdades regionales de ingreso.

El análisis de la información revelo un clúster vinculado a la globalización y la apertura extrema, donde términos como “trade openness”, “foreign direct investment” y “globalization” se relacionan con el desarrollo económico. Dicha visión actualiza la teoría de Kuznets para ajustarla a la economía moderna. Lo anterior es clave, porque

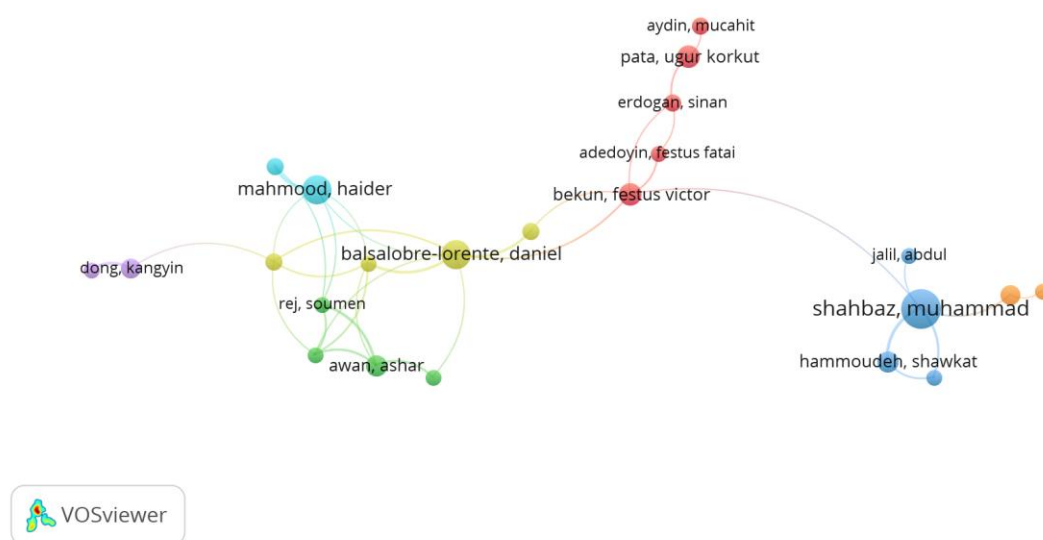
justifica la integración de la variable remesas como un indicador directo de que dichos flujos pueden atribuirse a la desigualdad.

Por medio del mapeo bibliométrico se reveló un clúster metodológico central, donde se caracterizan términos como el análisis de cointegración, modelos ARDL (datos panel), y la causalidad de Granger. Esto comprueba que los estudios actuales utilizan técnicas econométricas para evaluar relaciones macroeconómicas en el corto y largo plazo.

En general, el mapeo en VOSviewer respalda la metodología del estudio. Al evidenciar las principales líneas de corrientes empíricas, se justifica la necesidad de aplicar modelos cuantitativos para evaluar el impacto del crecimiento económico y las remesas en la desigualdad en la región.

Figura No 2

Mapa de coautoría de investigadores en la curva de Kuznets y la desigualdad de ingresos (base de datos Scopus, elaborado en VOSviewer)



Nota. Elaboración propia con la base de datos en Scopus por medio de VOSviewer.

Este análisis gráfico permite observar la identificación de los autores más influyentes, así como los grupos de investigación más relevantes en torno a la curva de Kuznets y

la desigualdad de ingresos. En la figura se observa, la relevancia de cada autor con el tamaño de sus nodos según su productividad científica, y las líneas su proximidad colaborativa, donde una menor distancia refleja alta cooperación y una mayor lo contrario.

Los resultados revelan una comunidad científica definida. Donde Shahbaz Muhammad sobresale como el autor relevante en la investigación de este campo. Al mismo tiempo, Balsalobre-Lorente Daniel y Bekun Festus Victo son eslabones importantes ente diferentes líneas de investigación. Luego de esta interacción el mapa se organiza en clústeres temáticos o comunidades especializadas en temas con conexión conjunta como la sostenibilidad, finanzas y econometría, lo que demuestra que la relación entre la curva de Kuznets y la economía moderna se aborda desde varios enfoques teóricos y metodológicos.

Finalmente, a pesar de que algunos autores académicos trabajan de manera casi independiente, los autores principales funcionan como articuladores estratégicos que ayudan a unir a los grupos aislados, integran enfoques innovadores y expanden el conocimiento. El estudio de coautoría revela la red humana detrás la bibliografía económica estudiada. Reconocer dichas tendencias principales y sus líderes avala una base metodológica sólida que valida el marco teórico y contextualiza la discusión actual sobre el crecimiento económico y la desigualdad.

Métodos (hipotético deductivo)

El método aplicado en la investigación será de tipo hipotético-deductivo, debido a que parte de una hipótesis teórica previamente establecida, relacionada con la Curva de Kuznets, para luego contrastarla empíricamente mediante el análisis estadístico de las variables económicas seleccionadas. El estudio mantiene un enfoque no experimental y longitudinal, puesto que se trabaja con información observada a lo largo del tiempo, sin manipular directamente las variables de análisis (Gujarati & Porter, 2010). Para ello, se empleará un modelo econométrico con datos de panel, orientado a evaluar la relación entre el PIB per cápita y la desigualdad, medida a través del coeficiente de Gini. Además, se incorporará el término cuadrático del PIB per cápita con el propósito de identificar una posible relación no lineal, asociada a la hipótesis de Kuznets, y se

incluirán las remesas como variable explicativa adicional para analizar su incidencia sobre la distribución del ingreso en los países de la Comunidad Andina.

La técnica principal utilizada es el análisis de regresión para datos de panel se deberá verificar cual es el mejor, que permite estimar el impacto del PIB per cápita, su cuadrado y las remesas sobre el coeficiente de Gini. Asimismo, se aplican pruebas de diagnóstico econométrico como normalidad, autocorrelación y heterocedasticidad, cointegración solo para verificar si las variables independientes presentan un equilibrio a largo plazo, así como la dependencia transversal para garantizar la validez del modelo. Según Wooldridge (2021), estas pruebas son esenciales para verificar los supuestos clásicos del modelo de regresión lineal.

Instrumentos

Como instrumentos para el procesamiento y análisis de datos se emplearon Microsoft Excel y el software Stata, los cuales facilitaron la organización, depuración, cálculo y representación de las variables utilizadas en el estudio. Excel permitió estructurar la base de datos por país y año, tabular la información, identificar valores faltantes y construir variables transformadas, como el PIB per cápita al cuadrado. Por su parte, Stata se utilizó para la estimación de los parámetros del modelo econométrico, la interpretación de los coeficientes y la aplicación de pruebas estadísticas necesarias para el análisis de datos de panel. De acuerdo con (Bernal, 2010), el uso de herramientas estadísticas computacionales contribuye a incrementar la precisión, confiabilidad y rigurosidad de los resultados empíricos en las investigaciones económicas.

3.2 Tratamiento de la información

Una vez concluido el proceso de recopilación de información estadística correspondiente a las variables objeto de estudio, se procedió al tratamiento y procesamiento de los datos con el propósito de garantizar su coherencia metodológica, comparabilidad temporal y consistencia econométrica. Esta etapa representó una fase fundamental dentro de la investigación, debido a que permitió transformar la información obtenida de una fuente internacional de datos, estructurada y adecuada para el análisis empírico de la relación existente entre el crecimiento económico, las

remesas internacionales y la desigualdad del ingreso en los países pertenecientes a la Comunidad Andina durante el periodo 1990-2024. La literatura metodológica sostiene que el tratamiento de la información constituye una de las fases más relevantes dentro de los estudios cuantitativos, debido a que la validez de las estimaciones econométricas depende directamente de la calidad, organización y consistencia de las bases de datos utilizadas (Gujarati & Porter, 2010; Hernández Sampieri et al., 2014; Wooldridge, 2021). En este sentido, la econometría contemporánea enfatiza que los modelos estadísticos solo producen inferencias válidas cuando las series empleadas han atravesado procedimientos rigurosos de depuración, validación y sistematización, especialmente en investigaciones macroeconómicas comparativas donde las diferencias estructurales entre países pueden introducir sesgos significativos en la estimación de parámetros (Baltagi, 2021; Greene, 2018).

En primera instancia, la información recolectada fue organizada en una matriz estadística estructurada mediante el uso de Microsoft Excel y posteriormente procesada en software econométrico especializado SPSS, Stata y Rstudio para facilitar la estimación de modelos estadísticos y la interpretación de resultados. La base de datos se construyó bajo un enfoque de datos de panel, considerando observaciones anuales correspondientes a Colombia, Ecuador, Perú y Bolivia. La utilización de datos de panel resulta especialmente relevante en investigaciones macroeconómicas debido a que permite integrar simultáneamente información temporal y transversal, aumentando significativamente el número de observaciones disponibles y proporcionando una mayor variabilidad en los datos. Diversos autores sostienen que este tipo de estructura mejora la eficiencia de las estimaciones y permite capturar heterogeneidades no observables entre países que no podrían ser detectadas únicamente mediante modelos de corte transversal o series temporales individuales (Baltagi, 2021; Hsiao, 2014; Wooldridge, 2021). Asimismo, Gujarati & Porter (2010) argumentan que los modelos de panel ofrecen ventajas importantes al reducir problemas de colinealidad, incrementar los grados de libertad y controlar efectos específicos asociados a las características institucionales, sociales y productivas de cada economía.

Posteriormente, se desarrolló un proceso de depuración estadística de la información con el objetivo de garantizar la confiabilidad de las series utilizadas dentro del modelo

econométrico. En esta etapa se verificó la consistencia temporal de los datos, la existencia de observaciones faltantes, posibles errores de digitación, diferencias metodológicas entre fuentes estadísticas y la homogeneidad de las unidades de medida. De igual forma, se revisó que las variables seleccionadas correspondieran al mismo horizonte temporal y presentaran continuidad estadística suficiente para evitar distorsiones en las estimaciones posteriores. La literatura econométrica enfatiza que la presencia de inconsistencias estructurales, valores atípicos o errores de medición puede generar sesgos importantes dentro de los modelos de regresión, afectando tanto la significancia estadística de las variables como la estabilidad de los coeficientes estimados (Greene, 2018; Gujarati & Porter, 2010). Por esta razón, la depuración de datos constituye una práctica metodológica indispensable en investigaciones económicas comparativas, especialmente cuando se trabaja con información proveniente de organismos internacionales cuyas metodologías pueden variar entre países y periodos.

Con el propósito de mejorar la comparabilidad entre las economías analizadas, las variables monetarias fueron expresadas en dólares constantes y, en determinados casos, transformadas en indicadores relativos al tamaño de la economía o de la población. Este procedimiento metodológico resulta fundamental en investigaciones macroeconómicas de largo plazo, debido a que las variaciones inflacionarias, las diferencias cambiarias y las disparidades estructurales entre países pueden dificultar la interpretación de los resultados empíricos (Mankiw, 2014). De igual forma, la utilización de indicadores relativos, como el PIB per cápita o las remesas como porcentaje del PIB, permite reducir distorsiones derivadas de las diferencias poblacionales y del tamaño económico de cada nación. Según la CEPAL (2023), la homogeneización de variables constituye una condición esencial para desarrollar comparaciones regionales válidas dentro de América Latina, particularmente en estudios relacionados con desigualdad, crecimiento económico y flujos financieros internacionales.

Una vez estructurada y depurada la base de datos, se procedió a realizar un análisis estadístico descriptivo de las variables consideradas dentro de la investigación. Este análisis permitió identificar tendencias generales, patrones históricos y niveles de dispersión entre las economías pertenecientes a la Comunidad Andina. Para ello se

utilizaron medidas de tendencia central y dispersión, tales como la media aritmética, mediana, desviación estándar, valores máximos y mínimos, así como gráficos estadísticos y tablas comparativas que facilitaron la visualización del comportamiento temporal del Producto Interno Bruto (PIB) per cápita, el coeficiente de Gini y los flujos de remesas internacionales. Levin et al. (2004), sostienen que el análisis descriptivo constituye una etapa preliminar indispensable dentro de la investigación cuantitativa, debido a que permite comprender la naturaleza de los datos antes de aplicar modelos econométricos más complejos.

En cuanto al tratamiento econométrico, la investigación se fundamentó teóricamente en el enfoque de regresión lineal múltiple aplicado a datos de panel. Este tipo de modelos constituye una de las herramientas centrales de la econometría moderna debido a que permite analizar simultáneamente la relación funcional entre una variable dependiente y múltiples variables explicativas, manteniendo constantes los demás factores incorporados dentro de la estimación (Greene, 2018; Gujarati & Porter, 2010; Wooldridge, 2021). En este contexto, el coeficiente de Gini fue considerado como variable dependiente debido a que representa uno de los indicadores más utilizados internacionalmente para medir la desigualdad en la distribución del ingreso. Por otra parte, el crecimiento económico y las remesas internacionales fueron incorporados como variables explicativas debido a su relevancia teórica y empírica dentro de la literatura especializada sobre desarrollo económico y desigualdad distributiva (P. Acosta et al., 2008; Barro, 2000; Piketty, 2014).

La elección del enfoque de datos de panel se justifica debido a que permite capturar simultáneamente las dinámicas temporales y las diferencias estructurales entre las economías andinas. Diversos estudios sostienen que este tipo de metodología resulta especialmente útil en investigaciones macroeconómicas regionales, debido a que permite controlar efectos individuales no observables asociados a factores institucionales, históricos y estructurales de cada país (Baltagi, 2021; Hsiao, 2014; Wooldridge, 2021). Asimismo, el uso de modelos de panel contribuye a reducir sesgos derivados de la omisión de variables relevantes y mejora la precisión estadística de las estimaciones econométricas.

Dentro del tratamiento de la información también se contempló la revisión teórica de los principales supuestos del modelo clásico de regresión lineal, debido a que la validez

de las inferencias econométricas depende del cumplimiento de determinadas condiciones estadísticas. El primer supuesto considerado es la linealidad, la cual establece que debe existir una relación funcional lineal entre la variable dependiente y las variables explicativas incluidas dentro del modelo. Gujarati & Porter (2010), señalan que este supuesto constituye la base analítica de los modelos de regresión clásicos, permitiendo interpretar directamente el efecto marginal de cada variable independiente sobre la variable dependiente. De igual forma, Wooldridge (2021) argumenta que la linealidad facilita la estimación eficiente de parámetros y la interpretación económica de los resultados, en el contexto de los datos de panel este supuesto no significa que la relación entre las variables tenga que ser completamente recta, sino que el modelo debe mantener una estructura lineal en sus coeficientes. En este estudio, la posible relación no lineal entre el PIB per cápita y la desigualdad se consideró mediante la inclusión del término cuadrático del PIB per cápita. Esto permite evaluar la hipótesis de Kuznets sin afectar la forma lineal del modelo econométrico.

Otro supuesto relevante corresponde a la normalidad de los residuos. Desde la perspectiva econométrica, se espera que los errores del modelo presenten una distribución aproximadamente normal, especialmente en muestras pequeñas, debido a que esto permite desarrollar pruebas de hipótesis y construir intervalos de confianza confiables (Greene, 2018; Gujarati & Porter, 2010). La normalidad de los residuos adquiere importancia dentro de las investigaciones macroeconómicas porque facilita la validez estadística de las inferencias y mejora la interpretación probabilística de los coeficientes estimados.

Asimismo, se consideró teóricamente el supuesto de homocedasticidad, el cual establece que la varianza de los errores debe mantenerse constante a lo largo de todas las observaciones del modelo. Cuando la dispersión de los residuos cambia sistemáticamente se presenta un problema conocido como heterocedasticidad, situación que puede provocar estimaciones ineficientes y afectar la precisión de las pruebas estadísticas (Greene, 2018; Gujarati & Porter, 2010; Wooldridge, 2021). Este problema suele ser frecuente en estudios macroeconómicos comparativos debido a las diferencias estructurales existentes entre economías de distinto tamaño y nivel de desarrollo.

De igual manera, se consideró el supuesto de ausencia de autocorrelación, el cual establece que los errores del modelo no deben encontrarse correlacionados entre sí a lo largo del tiempo. En estudios de series temporales y paneles macroeconómicos, la autocorrelación constituye uno de los problemas más comunes debido a la persistencia de los fenómenos económicos y a la dinámica histórica de las variables agregadas (Greene, 2018; Gujarati & Porter, 2010; Wooldridge, 2021). La presencia de autocorrelación puede generar distorsiones en los errores estándar y afectar la significancia estadística de los coeficientes estimados.

Finalmente, se contempló el supuesto de ausencia de multicolinealidad perfecta entre las variables explicativas. La multicolinealidad ocurre cuando dos o más variables independientes presentan altos niveles de correlación entre sí, dificultando la identificación precisa del efecto individual de cada variable dentro del modelo econométrico. Gujarati & Porter (2010), explican que este problema puede incrementar la varianza de los coeficientes estimados y generar inestabilidad en las estimaciones. Por esta razón, el análisis previo de correlaciones y la adecuada selección de variables explicativas constituyen procedimientos esenciales dentro del tratamiento de la información.

Además del análisis econométrico, la investigación mantuvo un enfoque comparativo regional entre los países miembros de la Comunidad Andina. Este enfoque permitió identificar diferencias estructurales importantes en la relación entre crecimiento económico, remesas internacionales y desigualdad distributiva. La literatura económica sostiene que las economías andinas presentan estructuras productivas heterogéneas, distintos niveles de dependencia de recursos naturales y grados diversos de apertura económica y financiera, factores que influyen directamente sobre la dinámica distributiva de cada nación (CEPAL, 2023; Piketty, 2014; Stiglitz, 1996). En consecuencia, el análisis comparativo regional permitió contextualizar adecuadamente los resultados econométricos obtenidos.

3.2.1 Nivel descriptivo

El primer tratamiento de la información se realizará a través de un análisis descriptivo, con el fin de ordenar, resumir y comprender el comportamiento inicial de las variables antes de aplicar el modelo econométrico. Según Quevedo Ricardi (2011), las medidas

de tendencia central permiten representar los datos mediante valores como la media, la mediana y la moda, mientras que las medidas de dispersión ayudan a conocer qué tan variables o diferentes son los datos entre sí. Por ello, este análisis permitirá observar cómo han evolucionado el coeficiente de Gini, el PIB per cápita y las remesas como porcentaje del PIB en los países de la Comunidad Andina durante el periodo de estudio. Además, servirá para reconocer diferencias entre países, cambios importantes a través del tiempo y posibles valores atípicos en las series. Este paso es relevante porque permite tener una primera lectura del comportamiento de los datos y facilita una mejor interpretación de los resultados que posteriormente se obtendrán en el modelo econométrico. Según Gujarati & Porter (2010), en paneles que abarcan periodos prolongados, la desviación estándar es crucial para detectar shocks exógenos, lo cual es relevante al analizar economías emergentes dependientes de fluctuaciones externas.

Además, este nivel de análisis incluirá una parte visual mediante gráficos de tendencia, los cuales permitirán observar con mayor claridad el comportamiento de las variables a lo largo del tiempo. En este sentido, la CEPAL (2022) señala que las representaciones comparativas son útiles para analizar la desigualdad en América Latina, ya que ayudan a identificar cambios o puntos de quiebre que pueden no ser evidentes únicamente con estadísticas descriptivas. Por ello, el gráfico conjunto del PIB per cápita y del coeficiente de Gini funcionará como una primera aproximación empírica para reconocer si los datos muestran un posible patrón de “U invertida”, sirviendo como base para el análisis econométrico posterior.

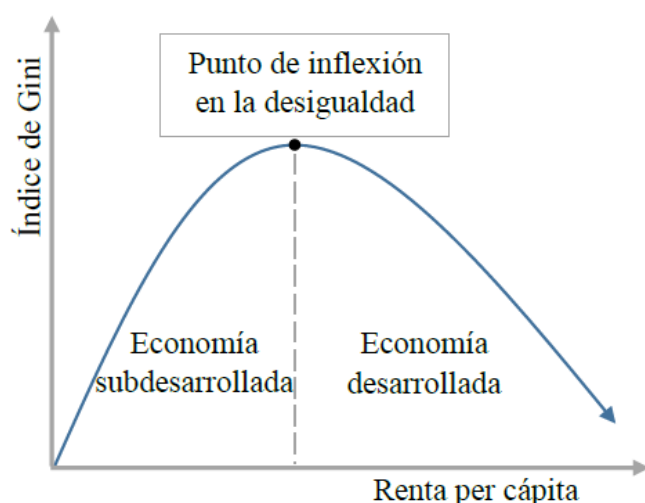
3.2.2 Nivel correlacional

El segundo nivel metodológico de la investigación tiene como propósito determinar empíricamente el grado y la forma de la asociación entre el crecimiento económico y la concentración del ingreso. A diferencia de los estudios correlacionales tradicionales que buscan asociaciones lineales simples (como el coeficiente de Pearson), este apartado exige un enfoque de correlación polinómica. La base teórica estipulada originalmente por Kuznets (1955) sugiere que la relación entre la renta y la desigualdad muta a lo largo del tiempo: es positiva en etapas tempranas del desarrollo y negativa en etapas maduras. Por lo tanto, el nivel correlacional se enfocará en

verificar la significancia estadística de una asociación no lineal en la región andina realizada con los datos en el programa Stata, así como sus respectivas gráficas en el software Rstudio. La curva original de Kuznets tiene una forma particular que explica como evolucionaria la desigualdad en base al crecimiento económico:

Figura No 3

Curva de Kuznets original



Nota. Curva de Kuznets, por D. Martínez 2021, Redalyc (redalyc.org/journal/280/28065533003/html/).

Luego, para materializar esta medición, se evaluará la correlación parcial entre el Coeficiente de Gini y el logaritmo del PIB per cápita tanto en su forma de nivel como en su forma cuadrática. De acuerdo con Bértola y Ocampo (2013), la evaluación de estas correlaciones en las economías latinoamericanas es fundamental, ya que los procesos de transición demográfica y cambio estructural en la región no han seguido el mismo ritmo que en los países industrializados. Si el análisis estadístico arroja una correlación positiva fuerte con el término lineal del ingreso y una correlación negativa con el término cuadrático, se obtendrá la primera evidencia empírica robusta a favor de la hipótesis de Kuznets.

Asimismo, dentro de este nivel correlacional se procederá al cálculo matemático del punto de giro referencial de la relación entre el PIB per cápita y la desigualdad. Matemáticamente, en una función cuadrática del tipo $Y = \beta_1 X + \beta_2 X^2$, dicho punto se obtiene derivando la función respecto a X e igualando la pendiente a cero, lo que resulta en la siguiente expresión general:

$$X^* = -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$$

Si la variable se encuentra con logaritmo natural, el umbral del PIB per cápita se obtendrá aplicando exponencial y el valor que se encuentre en la anterior formula será uno referencial:

$$PIBpc^* = e^{X^*}$$

La formula final para las variables con logaritmos si se deseara regresar a la variable en niveles seria:

$$PIBpc^* = e^{-\frac{\beta_1}{2\beta_2}}$$

En el caso de solo estimar de forma referencial la formula a usarse seria la derivada de la función respecto a X (mencionada anteriormente). La estimación de este vértice es un paso metodológico crítico sugerido por Piketty (2014) en sus críticas a las teorías clásicas de distribución, ya que permite identificar en qué nivel exacto de renta per cápita (en dólares constantes) las economías de la CAN dejarían teóricamente de concentrar riqueza y empezarían a redistribuirla.

3.2.3 Nivel explicativo

Finalmente, el nivel explicativo constituye el núcleo econométrico de la investigación, diseñado para aislar los efectos causales y explicar la varianza de la desigualdad condicionada a factores macroeconómicos mitigadores, específicamente las remesas. Para este fin, se estructurará un modelo de regresión múltiple con Datos de Panel. Como afirma Baltagi (2021), la superioridad del panel de datos en el nivel explicativo radica en su capacidad para controlar la heterogeneidad inobservable. Las naciones de la CAN comparten raíces históricas, pero difieren en su calidad institucional y marcos regulatorios; omitir estas diferencias generaría estimaciones sesgadas. Con el propósito de identificar la especificación econométrica más adecuada, se estimarán y compararán los modelos pooled MCO, efectos fijos y efectos aleatorios, así como sus variantes complementarias, evaluando el cumplimiento de los principales supuestos estadísticos y econométricos.

La ecuación estructural por estimar será la siguiente:

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(PIB_{pc_{it}}) + \beta_2 (\ln(PIB_{pc_{it}}))^2 + \beta_3 Remesas_{it} + \alpha_i + \mu_{it}$$

En este nivel explicativo, la variable de remesas $Remesas_{it}$ cobra un rol protagonista como mecanismo macroeconómico. P. Fajnzylber & López (2008) argumentan que la omisión de los flujos migratorios en los modelos de desigualdad latinoamericanos incurre en un grave sesgo por variable omitida. El modelo buscará explicar si las remesas actúan como un amortiguador contracíclico que aplana la Curva de Kuznets. Al controlar por esta variable, los coeficientes β_1 y β_2 reflejarán el efecto "puro" del crecimiento económico sobre la desigualdad, mientras que β_3 explicará la magnitud en la que el financiamiento externo directo a los hogares altera la distribución final del ingreso en la región (P. Acosta et al., 2008)

La selección de las unidades de medida y las transformaciones matemáticas aplicadas a las variables del modelo no responden a un criterio arbitrario, sino a requerimientos estadísticos y teóricos fundamentales para asegurar la consistencia de los estimadores econométricos (Wooldridge, 2021). A continuación, se detalla y justifica la operacionalización de cada variable:

Coefficiente de Gini (Variable Dependiente):

La concentración del ingreso se operacionaliza mediante el Índice de Gini, escalado convencionalmente en un rango de 0 a 100 (donde 0 representa la igualdad perfecta y 100 la desigualdad máxima), en lugar de su expresión decimal de 0 a 1. Esta elección de escala facilita la interpretación directa de los coeficientes de regresión. De este modo, cualquier variación explicada por el modelo se interpretará como un cambio absoluto en "puntos" del índice, proporcionando una lectura más intuitiva del impacto de las políticas distributivas o shocks macroeconómicos.

Logaritmo del PIB per cápita y su término cuadrático (Variables Independientes):

El nivel de ingresos, expresado originalmente en dólares constantes, ha sido transformado mediante el logaritmo natural, obteniendo las variables $\ln(PIB_{pc})$ y $(\ln(PIB_{pc}))^2$. Esto es importante porque según Gujarati & Porter (2010), esta transformación logarítmica cumple tres propósitos econométricos vitales: en primer

lugar, comprime la escala de la variable, mitigando problemas potenciales de heterocedasticidad y suavizando la influencia de valores extremos (*outliers*); en segundo lugar, linealiza relaciones de crecimiento exponencial, lo cual es propio de las series de tiempo del PIB; y finalmente, convierte el modelo en una especificación tipo "nivel-logaritmo", lo que permite interpretar los parámetros estimados como semielasticidades (es decir, el impacto de un cambio porcentual del 1% en el ingreso sobre los puntos del índice de Gini). La inclusión del término cuadrático, por su parte, es la operacionalización matemática estricta requerida para testear la no linealidad parabólica de la Curva de Kuznets.

Remesas como porcentaje del PIB (Variable de Control):

Los flujos internacionales de remesas se miden como una proporción o porcentaje relativo al tamaño de la economía receptora (Remesas / PIB), y no en su volumen absoluto de millones de dólares. Esta estandarización es crucial en paneles de datos heterogéneos, ya que permite comparar de manera equivalente el impacto de estos flujos entre economías de distinto tamaño demográfico y productivo, como Colombia (una economía de mayor escala) y Bolivia (una economía más pequeña). Al ingresar al modelo en formato de nivel porcentual, su coeficiente medirá el cambio en el Índice de Gini ante un aumento de 1 punto porcentual en el peso de las remesas sobre la economía nacional.

3.3 Operacionalización de las variables

Tabla No 1

Operacionalización de la variable: Coeficiente de Gini de Ecuador

Conceptualización	Categoría/dimensiones	Indicadores	Ítems	Técnica/instrumentos
--------------------------	------------------------------	--------------------	--------------	-----------------------------

La desigualdad de ingresos se refiere a la disparidad en la distribución de los activos, la riqueza o la renta entre los individuos o grupos dentro de una población. El Coeficiente de Gini es la medida estándar para cuantificar esta brecha, donde 0 representa igualdad perfecta y 1 desigualdad total	Desigualdad de ingresos	“Índice de Gini” de los países de la CAN, durante el periodo de estudio.	¿Cuál fue la evolución del coeficiente de Gini en los países de la CAN durante el periodo analizado?	Observación de información estadística
---	-------------------------	--	--	--

Nota. Estructura operacional de la variable dependiente. Fuente: Elaboración propia.

Tabla No 2

Operacionalización de las variables Pib Per cápita y Remesas

Conceptualización	Categoría/dimensiones	Indicadores	Ítems	Técnica/instrumentos
-------------------	-----------------------	-------------	-------	----------------------

La hipótesis de la Curva de Kuznets postula una relación de "U invertida" entre el desarrollo económico y la desigualdad. El crecimiento inicial aumenta la brecha, pero al alcanzar cierto umbral de riqueza, la desigualdad disminuye (Kuznets, 1955)	Crecimiento Económico (Hipótesis de la U Invertida)	Producto Interno Bruto (PIB) per cápita real de Ecuador	¿Cómo varió el PIB per cápita en los países de la CAN a lo largo del período de investigación?	Observación de información estadística
Las remesas constituyen una fuente de ingreso exógeno que altera la distribución de la renta en	Flujos externos de ingreso	Producto Interno Bruto (PIB) per cápita al cuadrado · Monto de Remesas recibidas (o cómo % del PIB) en los países de la CAN.	¿Cuál es el comportamiento del término cuadrático del PIB per cápita para validar la forma de "U invertida"? ¿Cuál fue la dinámica de las remesas recibidas en los países de la CAN durante el período estudiado?	Observación de información estadística

países en
desarrollo (P.
Acosta et al.,
2008)

Nota. Estructura operacional de las variables independientes. Fuente: Elaboración propia.

CAPÍTULO IV

RESULTADOS

4.1 Resultados y discusión

El presente capítulo expone y analiza los resultados obtenidos a partir de la investigación desarrollada sobre la relación entre el crecimiento económico, las remesas internacionales y la desigualdad de ingresos en los países de la Comunidad Andina (Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú) durante el período 1990-2024. Con el propósito de dar cumplimiento a los objetivos específicos planteados, el análisis se estructura en tres apartados principales. En primera instancia, se analiza la evolución histórica de las variables de estudio a través de estadísticas descriptivas y gráficos, lo que permite observar tendencias, comportamientos generales y diferencias entre los países considerados. Luego, se aborda la validez empírica de la Curva de Kuznets, examinando la relación entre el PIB per cápita y el coeficiente de Gini, así como la posible existencia de un punto de inflexión que permita identificar la trayectoria planteada por esta teoría. Finalmente, se presentan e interpretan los resultados obtenidos mediante modelos econométricos de datos de panel, con el propósito de evaluar la incidencia del crecimiento económico y de las remesas sobre la desigualdad de ingresos. Estos resultados se contrastan con los fundamentos teóricos y con la evidencia empírica existente, permitiendo comprender de mejor manera la dinámica de las variables analizadas en los países de la Comunidad Andina.

4.1.1 Análisis descriptivo

Coefficiente de Gini

El coeficiente de Gini es la medida más utilizada para cuantificar la desigualdad en la distribución del ingreso. En América Latina, una de las regiones más desiguales del mundo, los países de la CAN han mostrado trayectorias disímiles en términos de desigualdad durante las últimas tres décadas (Lustig, 2020). Este análisis examina la evolución del Gini en Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú entre 1990 y 2024, utilizando medidas de tendencia central, dispersión y forma para identificar patrones comunes y

divergentes, y relacionarlos con los ciclos políticos, las reformas estructurales y las teorías económicas del desarrollo.

Tabla No 3

Estadísticas descriptivas del Coeficiente de Gini (1990-2024)

Indicador	Bolivia	Colombia	Ecuador	Perú
Media	50,291	53,954	49,969	47,517
Mediana	50,45	54,50	49,80	47,50
Media recortada (5%)	50,23	53,924	49,781	47,515
Desviación estándar (DE)	6,042	2,134	4,181	4,819
Coeficiente de variación (CV)	12,01%	3,96%	8,36%	10,14%
Mínimo	40,9 (2021)	49,7 (2017)	44,6 (2023)	40,1 (2021,2024)
Máximo	61,6 (2000)	58,5 (1999)	58,8 (1999)	55,1 (1998)
Rango	20,7	8,8	14,2	15,0
Rango intercuartílico (IQR)	10	2,4	7,6	8,8
Coeficiente de asimetría	0,015	0,032	0,333	-0,057
Curtosis	-1,155	-0,095	-0,957	-1,482
Q1 (percentil 25)	45,2	52,517	45,825	43,45
Q3 (percentil 75)	55	54,95	53,35	52,15

Nota. Elaboración propia por medio del software estadístico SPSS. Se utilizaron tres decimales para no perder precisión en los datos más pequeños.

Interpretación de la tabla para las medidas de forma y dispersión

En el nivel de desigualdad Colombia exhibe la media más elevada (53,954), seguida de Bolivia (50,291), Ecuador (49,969) y Perú (47,517). Los datos presentados demuestran que, a pesar del progreso alcanzado en la región, los países en su conjunto

todavía registran umbrales de desigualdad “altos” o “muy altos” según la escala comparada internacional, la cual indica que superar los 40 puntos son sinónimo de una inequidad significativa. Los datos señalan una similitud entre la media y la mediana, hallazgo que indica una distribución de los datos simétrica o con asimetría leve, excepto para Perú en donde con un valor de -0,057 que denota un ligero sesgo negativo.

En la dispersión y volatilidad, Bolivia presenta una fluctuación drástica, evidente en su coeficiente de variación del 12,01%. En 35 años, el coeficiente de Gini ha tenido grandes cambios oscilando entre 40,9 y 61,6. Por el contrario, Colombia registra el menor coeficiente de variación (3,96%), lo que refleja una desigualdad notablemente alta, pero sin variaciones significativas. La fluctuación de los datos en Ecuador y Perú, muestran un nivel medio, mostrando un CV de 8,36% en Ecuador y 10,14% en Perú. Este comportamiento está evidenciado por el IQR (rango intercuartílico), que en el caso de Bolivia se sitúa en 10 puntos, a diferencia de Colombia que fue solo de 2,4 puntos, lo que refleja que las decisiones políticas y las crisis económicas impactaron de forma más severa sobre la desigualdad en Bolivia.

En los cuatro países muestran una curtosis negativa (valores entre -1,482 y -0,095), lo que significa que sus colas son más ligeras que las de una distribución normal. Esto significa que los valores extremos (ya sean muy altos o bajos) se presentan con menor regularidad de la esperada en una distribución normal, aunque Perú registra una curtosis negativa (-1,482) más extrema, esto tiene sentido al observar una serie de cambios amplios, donde los picos y caídas no siguen un patrón repetitivo. La distribución del coeficiente de Gini en Ecuador presenta un sesgo positivo (0,333), lo que refleja que la desigualdad suele ser menor la mayor parte del tiempo, pero a veces se ve alterada en años de crisis aguda como el 58,8 registrado en 1999.

Desigualdad por país, evidencia empírica y marcos teóricos

Bolivia

Bolivia destaca por tener un coeficiente de variación más amplia del índice de Gini (12,01%). El país tuvo un dato de 61,6 para el 2000, siendo esta una de las marcas más altas de desigualdad dentro de la Comunidad Andina, pero en el 2021 descendió a 40,9, logrando una cifra bastante moderada o baja para el promedio regional. Dicha

evolución se divide en tres fases destacadas. La primera, en la década de 1990 donde el índice de Gini se ubicaba entre 50 y 55, donde se vio influenciado por las reformas estructurales como privatizaciones y capitalización (Andersen & Faris, 2002). Segundo, la crisis económica de 1999-2002 la cual disparó la desigualdad a un nivel máximo de 61,6 en el año 2000, debido a la pérdida de trabajos formales y el empobrecimiento rural. Por último, entre 2006 y 2019 se observó una tendencia a la baja caracterizada por el auge petrolero y las políticas económicas, lo que ayudó a una caída constante de la desigualdad, logrando un mínimo histórico en 2021 de 40,9.

Explicada anteriormente la teoría de la curva de Kuznets. Bolivia, desde el año 2005 se marcó un antes y un después en su historia, debido a que a partir de ese año el país parece haber cruzado el punto de inflexión descrita en la teoría, posiblemente impulsada por la recuperación de los recursos gasíferos por parte del Estado y la implementación de programas de asistencia social. Sin embargo, la volatilidad observada sugiere que la reducción de la desigualdad no respondió solamente al crecimiento económico, sino también a factores políticos e institucionales. En este sentido el enfoque de Acemoglu & Robinson (2012) resulta útil porque destaca el papel de las instituciones y las políticas redistributivas en la evolución de la desigualdad. Durante los mandatos de MAS (2006-2019) las políticas aplicadas mejoraron la distribución de la desigualdad, pero la dependencia de las materias primas generó inestabilidad financiera. El coeficiente de asimetría con un valor casi nulo (0,015), indica que la desigualdad es frágil al subir y bajar con facilidad.

Colombia

En Colombia, existe un claro ejemplo del estancamiento de desigualdad, demostrada por sus cifras: la media se ubica en 53,954 con cambios mínimos (49,7-58,5) y un bajo nivel de dispersión (CV de solo 3,96%). Dado que la mediana 54,5 es ligeramente superior a la media se puede inferir que, en más de la mitad de los años, la desigualdad estuvo por encima de 54. En el año 2017 se observa un valor mínimo (49,7), coincidiendo con el primer año de acuerdo de paz con las FARC, lo que podría demostrar que el cese del conflicto empezó a mejorar la distribución de la riqueza (FMI, 2017).

La constante desigualdad en Colombia desafía la curva de Kuznets, dado que el país ha experimentado un notable crecimiento, pero sin alcanzar la reducción de la desigualdad. La principal causa de este problema es el dualismo estructural donde la coexistencia de un sector moderno y altamente productivo y otro informal/rural que presentan barreras que los desconectan (Lora, 2001). Asimismo, los impuestos no son progresivos y el gasto social no reduce las brechas (OECD, 2008). Los datos estadísticos curtosis baja (-0,095) y la asimetría (0,032) ratifican que la desigualdad ha sido históricamente constante y no ha sufrido alteraciones drásticas por crisis o políticas redistributivas profundas.

Ecuador

En Ecuador, la media es de 49,969, con una variación de 14,2 puntos, con su mínimo en 2023 (44,6) y su pico más alto en 1999 (58,8). La cifra récord de 58,8 refleja la crisis más grave registrada en la economía nacional, marcada por la quiebra de bancos y la dolarización forzada, factores que destruyeron fuentes de trabajo y elevaron los índices de pobreza y desigualdad. Lo observado en Ecuador refleja que las crisis financieras empeoran la desigualdad de ingreso y elevan el coeficiente de Gini porque las personas de estratos económicos más bajos pierden sus activos (ahorro o empleo), disparando la brecha social (Beckerman, 2001). La disminución del índice de Gini que bajo de 58,8 a 44,6 responde a tres razones principales: la primera, la adopción de la dolarización logro estabilizar la economía y disminuir la inflación, beneficiando principalmente a los sectores más vulnerables, la segunda, el ciclo del auge petrolero (2005-2014) impulso una mayor inversión pública y la tercera, las políticas implementadas por el gobierno de Rafael Correa (2007-2017) incluyendo el Bono de Desarrollo Humano y el aumento del salario mínimo real, redujeron notablemente la desigualdad en la distribución del ingreso (Olivie et al., 2009). La asimetría positiva (0,333) es el más alto del conjunto. Esto indica que los años de extrema desigualdad (como la crisis de 1999) elevan de forma atípica la media, sin embargo, la tendencia general es hacia la baja, lo cual se ratifica al observar que la media recortada (49,781) es ligeramente menor que el promedio general (49,969).

Perú

El promedio de Perú es el más bajo (47,517), mientras que su nivel medio de volatilidad se mantiene en un rango moderado (10,14%). El rango es amplio, alcanzando un mínimo de 40,1 en 2021 y 2024 y un máximo de 55,1 en 1998. Los datos tienen una asimetría un poco negativa en -0.057 y una media casi idéntica a la mediana de 47,50. La curtosis negativa (-1,482), revelan datos platicúrticos con una escasez de valores atípicos.

Perú ha experimentado un desarrollo económico sostenido desde el año 2000 bautizado como “el milagro peruano”, gracias a estrategias de gasto público focalizado en la población vulnerable por medio de programas como Juntos y Pensión 65 que focalizo el gasto público en grupos más vulnerables (Wong, 2015). La crisis internacional de 1998 aumento a un pico histórico el coeficiente de Gini a 55,1 puntos y a partir de ese año la desigualdad monstro una reducción casi continúa estableciéndose en el año 2019 con el puntaje más bajo con 41,5 (observada en la base de datos original). Al llegar la pandemia del COVID-19, se registró un ligero repunte en 2020 con 43,7 (observada en la base de datos original) puntos evidenciando la vulnerabilidad de las microempresas y del sector informal, pero rápidamente la situación mejoro cuando la desigualdad bajo a 40,1 cifra histórica que se mantuvo con ligeros cambios entre esos años hasta llegar a 2024 con un valor igual al del 2021. Los estudios recientes de Alarco Tosoni & Castillo García (2021) indican que la desigualdad de Perú es sensible a ciclos económicos y a las políticas laborales, pero a pesar de esto se observa una disminución a largo plazo, con una caída de casi 15 puntos desde los picos observados a finales de los años 90.

Interpretación de las tendencias económicas y sus determinantes

Los registros originales demuestran una gran brecha de desigualdad en los cuatro países, con índices de Gini que regularmente superan los 45 puntos. De acuerdo con Acemoglu & Robinson (2012) la teoría institucional demuestra que los países con instituciones extractivas suelen experimentar un crecimiento económico inestable y desigual en contraste con las inclusivas. Esto se observa de forma clara Colombia con su sistema institucional más firme, frente a Perú con una estabilidad institucional más débil. En este sentido, los datos regionales muestran que la caída de la desigualdad En

Bolivia y Ecuador coincidieron con épocas de un rol estatal más activo, un mayor número de programas de asistencia y políticas redistributivas. Por otra parte, Colombia al priorizar un modelo de libre mercado, mostro avances más limitados en la disminución de la acumulación de riqueza (CEPAL, 2018).

Entre 1998 y 2000, todos los países sufrieron de un pico de desigualdad debido a los impactos de crisis financieras globales causadas por el “efecto tequila” y la crisis de Asia y Rusia, los cuales afectaron severamente a las economías emergentes por las salidas de capital, desaceleración económica y deterioro del empleo formal (OECD, 2008). No obstante, el impacto vario de país a país, mientras que el índice de Gini escalo por encima del 58 en Ecuador y Bolivia, en Colombia marco 58,5 y Perú experimento un alza menor hasta 55,1. Esta situación refleja la vulnerabilidad heterogénea frente a las crisis, la cual se ve afectada por factores como la dolarización en Ecuador, el tipo de cambio en Perú y Colombia y la variedad productiva de cada país, es especial de Colombia. Esto está relacionado con la teoría de Aghion & Howitt (2009) que plantea que las recesiones severas aumentan la desigualdad porque los salarios reales disminuyen a un ritmo mayor que las rentas de capital las cuales tienen una mayor capacidad de recuperación y protección frente a los choques macroeconómicos, una tendencia que se corrobora por las estadísticas de la CAN.

El notable descenso de la desigualdad observada en Bolivia, Ecuador y Perú desde mediados de la década de los 2000 coincidió con la implementación de políticas económicas con mayor intervención estatal y orientación redistributiva, los gobiernos de esos años tomaron acciones en el aumento del salario mínimo, la ampliación de ayudas sociales, una mayor intervención estatal en sectores clave y reformas tributarias progresivas (Olivie et al., 2009). Por el contrario, a lo largo de esa etapa, Colombia implemento un modelo económico más orientado hacia la apertura comercial, la estabilidad fiscal y la integración internacional, coincidiendo con niveles de desigualdad inalterablemente altos. Sin embargo, la desigualdad no está definida simplemente por la ideología de quien los gobierna, también influyen de forma significativa elementos estructurales, tales como la alta dependencia de los recursos naturales, la fragilidad institucional, la falta de trabajos formales y las crisis económicas globales (OECD, 2008)

Finalmente, para los diversos países se revelan cuatros patrones distintivos, empezando por Colombia; los datos evidencian que dicho país persiste una brecha de desigualdad grave y estancada con una media de 53,954 y un coeficiente de variación de 3,96% lo que indica trampas de desigualdad que están institucionalizadas y que son difíciles de romper. Mitigar este problema necesita reformas estructurales en el mercado laboral y el sistema de impuestos.

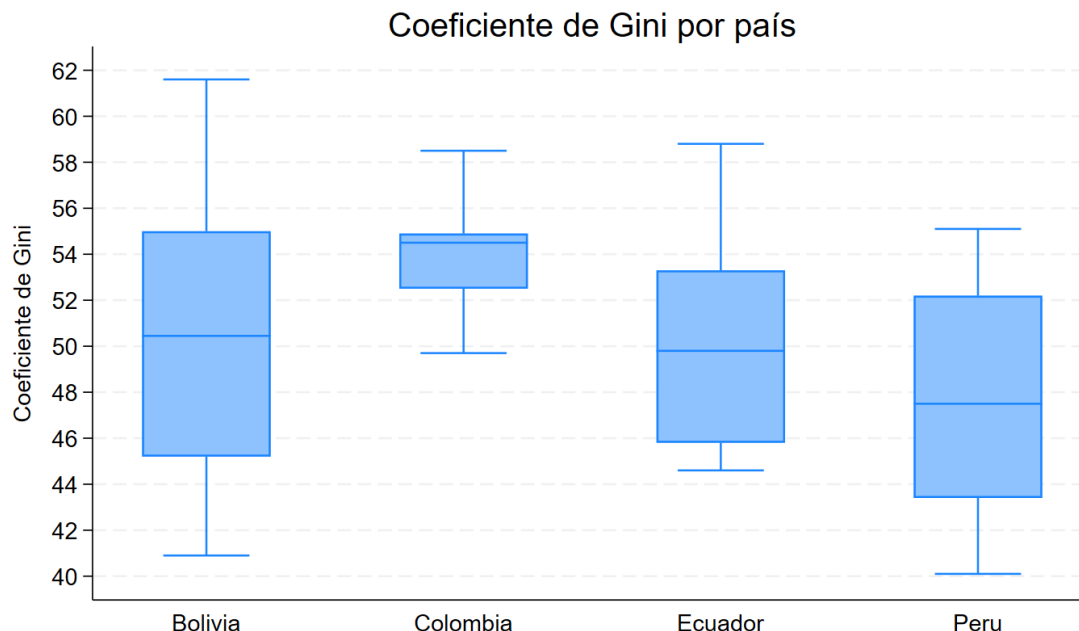
Bolivia tiene la mayor volatilidad (12,01%), pero con una reducción de la desigualdad desde entre el 2000 y 2021, pasando de un pico de 61,6 en el 2000 a un mínimo de 40,9 en 2021 (observado en la base de datos original). No obstante, el reto ahora reducir la dependencia de los hidrocarburos, por lo cual la estrategia de avance debe priorizar la diversificación productiva y la consolidación de estos logros a largo plazo.

La desigualdad en Ecuador descendió de forma sostenida después de la crisis de 1999, llegando a un mínimo en 2023 con 44,6 (observada en la base de datos original). Sin embargo, la asimetría positiva de 0,404 advierte sobre la vulnerabilidad a nuevas crisis, sobre todo porque la dolarización limita la capacidad de aplicar políticas macroeconómicas de estabilización. Perú comenzó con una desigualdad media de 47,517 y la redujo hasta 40,1, pero el aumento de la desigualdad durante la pandemia del COVID-19 evidenció la fragilidad del sistema de protección social.

Gráfico de caja y bigote para el coeficiente de Gini

Figura No 4

Distribución del coeficiente de Gini en los países de la Comunidad Andina



Nota. Elaboración propia en el programa Stata.

Análisis

La figura muestra la distribución del coeficiente de Gini en Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú. En general, Colombia se ubica como el país con mayores niveles de desigualdad dentro del grupo, ya que su mediana se encuentra por encima de la de los demás países, aproximadamente en 54 puntos. Además, la concentración de sus datos en un rango más reducido muestra que la desigualdad se mantuvo relativamente estable, pero en niveles altos durante el periodo analizado.

En cambio, Bolivia y Ecuador muestran una mayor variación en sus niveles de desigualdad. En Bolivia, el coeficiente de Gini presenta una dispersión amplia, con valores que se ubican aproximadamente entre 41 y más de 61 puntos, lo que evidencia cambios importantes en la distribución del ingreso a lo largo del tiempo. Ecuador también registra una variabilidad considerable, aunque su mediana, cercana a los 50 puntos, refleja una posición intermedia dentro de los países de la Comunidad Andina.

Perú registra una de las medianas más bajas del grupo, ubicada aproximadamente en 47 puntos, lo que sugiere menores niveles relativos de desigualdad frente a Bolivia,

Colombia y Ecuador. Sin embargo, también presenta una dispersión importante, con valores que van desde cerca de 40 hasta 55 puntos. En conjunto, el gráfico permite concluir que, aunque todos los países presentan desigualdad relevante, Colombia destaca por sus niveles más altos y estables, mientras que Perú muestra una posición relativamente más baja dentro de la Comunidad Andina.

Variable PIB per cápita

El PIB per cápita es un indicador económico que mide el promedio de riqueza o producción por persona en un territorio. Se obtiene dividiendo el Producto Interno Bruto (PIB) total entre la cantidad de habitantes. En general suele usarse como una medida para evaluar el nivel de vida y el desarrollo económico de un país.

Tabla No 4

Indicadores descriptivos del PIB per cápita (USD constantes, 1990-2024)

Estadístico	Bolivia	Colombia	Ecuador	Perú
Media	2 406,08	5 079,52	4 932,52	4 630,90
Mediana	2 283,43	4 947,25	4 715,30	4 407,79
Media recortada (5%)	2 400,94	5 056,46	4 920,57	4 625,37
Desviación estándar (DE)	516,74	1 077,82	847,65	1 498,49
Coefficiente de variación (CV)	21,48%	21,22%	17,19%	32,36%
Mínimo	1 679,41 (1990)	3 713,18 (1991)	3 919,72 (1990)	2 640,31 (1992)
Máximo	3 207,39 (2019)	6 863,60 (2024)	6 174,82 (2023)	6 711,19 (2024)
Rango	1 527,98	3 150,42	2 255,10	4 070,88

Rango	997,07	2 189,19	1 799,48	2973,41
intercuartílico (IQR)				
Coefficiente de asimetría	0,253	0,321	0,246	0,145
Curtosis	-1,468	-1,485	-1,666	-1,692
Q1 (percentil 25)	1 998,95	4 059,32	4 093,84	3 258,30
Q3 (percentil 75)	2 996,01	6 248,51	5 893,32	6 231,71

Nota. Elaboración propia con la variable PIB per cápita en el programa SPSS.

Interpretación de la tabla para las medidas de forma y dispersión

Para los cuatro países, la media y la mediana están cerca entre sí, y la media recortada al 5% apenas se separa de la media aritmética. La existencia de valores atípicos que sean extremos y que cambien al promedio en el periodo analizado, no existen ya que así lo indican los datos anteriormente mencionados. Los datos muestran una leve inclinación de los coeficientes de asimetría (entre 0,145 y 0,321) señalando colas levemente extendidas, lo que justifica la presencia de algunos años de crecimiento acelerado, como el auge de las materias primas a mediados de los 2000. A pesar de esto, este sesgo es tan leve que la distribución puede seguir considerándose aproximadamente simétrica.

La curtosis negativa (-1,692 a -1,468) indica que los datos presentan un perfil patiocúrtico, es decir, con una curva más achatada y con colas más delgadas que una distribución normal. Esto se traduce en una menor probabilidad de que los eventos extremos como colapsos financieros o crisis económicas causen variaciones drásticas. A pesar de que la curtosis negativa suele relacionarse con la estabilidad de la varianza temporal, en el caso de Perú esta dispersión es un poco más amplia.

El coeficiente de variación mide la volatilidad del ingreso, donde Perú encabeza la lista con un 32,36%, reflejando una trayectoria de desarrollo bastante inestable, a pesar de que su PIB per cápita experimentó un crecimiento de 2,6 veces entre su valor mínimo en 1992 (2.640,31 USD) y su pico más alto en 2024 (6711,19 USD) (ambos

valores se encuentran en la base de datos original), el camino no fue lineal por lo que presento oscilaciones profundas a lo largo de los años.

Por otro lado, Ecuador destaca por tener un Coeficiente de variación más bajo 17,19%, lo que sugiere un crecimiento más estable impulsado, posiblemente, por la dolarización. Colombia y Bolivia presentan valores intermedios similares 21,22% y 21,48% respectivamente, pero con niveles de ingresos muy distintos. En Colombia el rango intercuartílico 2.189,19 USD duplica al de Bolivia 997,07 USD mostrando que las diferencias de ingreso son numéricamente más grandes en Colombia, aunque comparada con el promedio de cada país, el promedio sea similar.

En cuanto al desempeño económico entre los distintos países, Bolivia registra el PIB per cápita más bajo del bloque, con una media de 2.406,08 USD y un mínimo de 1.679,41 USD en 1990 (observado en la base de datos original). El hecho de que la mediana 2.283,43 USD sea menor a la media indica que la mayor parte del tiempo predominaron los valores bajos en los años previos a 2010, siendo el crecimiento de los ultimo 15 años lo que logro elevar el promedio. Además, un rango intercuartílico de 997,07 señala que el crecimiento económico del país se ha visto con poca variación y bastante comprimido.

PIB per cápita por país, evidencia empírica y marcos teóricos

Bolivia

De acuerdo con la ley de Thirlwall (1979), el crecimiento económico de Bolivia está condicionado por su balanza de pagos. En la década de los 90, políticas de apertura y capitalización no lograron un avance sostenido, porque el país no generaba suficientes ingresos de sus exportaciones y dependía en exceso del financiamiento internacional (Andersen & Faris, 2002). El año 2005 marco un quiebre en el modelo económico, consolidándose en el 2006, la causa fue la nacionalización hidrocarburífera y el superciclo de los precios del gas. Esta etapa de crecimiento acelerado, con el PIB per cápita triplicándose de 1.998,95 a 3.207,39 USD entre 1999 y 2019 (obsérvese en la base de datos original) no fue casualidad, estuvo impulsada por la combinación de ingresos externos positivos con un mayor gasto público y políticas redistributivas (Jepson, 2020). Pese a ello, el descenso experimentado desde 2015 expone la fragilidad

del modelo extractivista cuando China desacelera su economía y los precios de la energía bajan (Jepson, 2020). El análisis estadístico muestra una curtosis negativa, lo que indica que las crisis no llegaron a ser tan severas como otras en naciones vecinas, el coeficiente de variación de 21,48%, sugiere que los cambios no han dejado de ser moderadamente inestables.

Colombia

Por el contrario, Colombia tiene la media más alta 5.079,52 USD y una dispersión similar a la de Bolivia con coeficiente de 21,22%. Con un valor de 0,321 la asimetría positiva es la más alta del grupo, esto evidencia que los picos de crecimiento excepcional en años específicos (como 2005-2007 y 2021-2022) desplazan la media por encima de la mediana 4.947,25 USD. Según la OECD (2024) el desarrollo de Colombia suele señalarse como un claro ejemplo de progreso económico gracias a la transformación de sus instituciones y a la diversificación de su producción. A partir de 2002, los avances en la seguridad nacional hicieron que el país fuera más atractivo para el mundo, resultando en una mayor inversión extranjera directa y un bajo riesgo financiero, lo que permitió el crecimiento sostenido del PIB per cápita desde 2003.

La recesión de finales de los años 90 impulsada por el desplome de los precios de café y la inestabilidad bancaria causaron la reducción del PIB per cápita a 3.967,11 USD en 1999 desde los 4.265,69 USD previos en el año 1997 (observar la tabla de datos original) (Lora, 2001). Acemoglu & Robinson (2012) plantean la paradoja de la “resiliencia” para explicar cómo las instituciones de Colombia a pesar de sus fallas logran resistir choques internos y externos mejor que otros países de la región. Los datos muestran una asimetría positiva, reflejando expansiones cíclicas como el auge del petróleo de 2011 a 2014, mientras que la curtosis negativa demuestra que el sistema evita fluctuaciones anormalmente bruscas o extremas.

Ecuador

La economía ecuatoriana tiene un coeficiente de variación más reducido (17,19%) con una asimetría de 0,246. Como la media 4.932,53 USD supera a la mediana 4.715,3 USD, los datos señalan una mejora económica estable en los últimos años posterior a la adopción del dólar como moneda. La cifra más baja documentada es en 1990 con

3.919,72 USD (es necesario recalcar que valores anteriores a ese año pudieron ser menores, pero el uso de una base de datos desde 1990 arrojaría que el dato más bajo es el de dicho año, esto también aplica para los otros países, en el caso del PIB per cápita, obsérvese la base de datos original) y un tope de 6.174,82 dólares en 2023. Entre 1998 y 2000 se observó un desplome notable, cuando la economía se redujo de 4.252,04 a 3.953,4 USD, situación de inestabilidad que forzó el cambio oficial al dólar junto con otros factores en enero del 2000.

La adopción del dólar en Ecuador es un casi práctico del modelo de anclaje nominal (Calvo & Végh, 1999). Al perder el control sobre su propia política monetaria, Ecuador logro eliminar la inflación crónica y las devaluaciones, pero perdió la política monetaria y con ello las herramientas necesarias para amortiguar choques económicos asimétricos. Según Beckerman (2001), esto trajo estabilidad y confianza al tipo de cambio, pero dejó al país altamente vulnerable a los cambios globales del dólar y a las fluctuaciones internacionales de los precios del petróleo y las remesas. La estabilidad cambiaria de Ecuador desde el 2000 se respalda en una volatilidad baja de 17,2%. No obstante, la reducción del PIB per cápita entre 2015 y 2016 (de 5.976,16 a 5.849,14 USD) evidencia el impacto del desplome del petróleo y la falta de política cambiaria (obsérvese en la base de datos original). Según Obstfeld & Taylor (2017), Ecuador optó por mantener los precios estables y mantener los flujos de capital a costa de renunciar a su soberanía monetaria, lo que ha marcado como crece su economía.

Perú

El caso de Perú se observa una situación más extrema en su muestra, destacando por su Coeficiente de variación más alto 32,36%, un rango de 4.070,88 USD y un rango intercuartílico de 2.973,41 USD. A pesar de esta alta dispersión, la distribución es casi simétrica, marcada por una asimetría baja de 0,145, con valores cercanos entre la media 4.630,90 USD) y la mediana 4.407,79 USD. Históricamente, la evolución es notable donde el punto más bajo ocurrió en 1992 con 2.640,31 USD por la hiperinflación en el gobierno de Fujimori y el punto más alto se alcanzó en 2024 de 6.711,19 USD (observar la base de datos original), alcanzando niveles similares a los de Colombia (Stokes, 2012).

El modelo económico de Perú se basa en la exportación de *commodities* (materias primas) dentro de políticas de libre mercado (Wong, 2015). Las reformas estructurales de los años 90, como la apertura comercial, el control fiscal y las privatizaciones reestructuraron al país para una expansión acelerada a partir del 2004, gracias también a la subida histórica de los precios del cobre, oro y zinc. Esta etapa dorada, donde la economía superó el 5% de crecimiento del PIB de forma anual por más de diez años, es conocida como el “milagro económico peruano” (Ghezzi & Gallardo, 2013). Por el contrario, la alta volatilidad estructural, es decir, un coeficiente de variación de 32,36% es un problema propio de la dependencia extractiva y la enfermedad holandesa. El ingreso masivo de divisas extranjeras, impulsadas por la minería resta competitividad a otros sectores exportadores porque encarece el tipo de cambio real, haciendo que los ciclos económicos sean más extremos cuando se expanden o contraen (Ross, 2015).

La fuerte caída del PIB per cápita en 2020 de 6.626,26 a 5.831,83 USD y su fuerte recuperación posterior a 6.711,19 USD en 2024 (observar la base de datos original), reflejan claramente la alta vulnerabilidad de Perú frente a los choques económicos globales y la inestabilidad política interna como la de los constantes cambios de presidente y la división legislativa. A pesar de una alta varianza, la curtosis negativa señala que no ocurren eventos lo suficientemente drásticos como la generar colas pesadas de la distribución. Esto se explicaría por la amortiguación de las políticas macroeconómicas, la regla fiscal y la acumulación de reservas (Castillo et al., 2020).

Interpretación de las tendencias económicas y sus determinantes

Los registros de la CAN cuestionan la clásica curva de Kuznets sobre la desigualdad y el desarrollo económico. Colombia que cuenta con el mayor PIB per cápita superando los 6800 de PIB per cápita real y a la par Perú presenta el mismo dato; en evidencia la hipótesis fracasa al mostrar que Colombia concentra la mayor desigualdad del bloque mientras que Perú tiene la mejor distribución. Lo que indica esto es que la brecha de ingresos no es cuanto ingreso se produce, sino lo fundamental es la forma en la que se gestionan las políticas redistributivas y el modelo de desarrollo económico que impulsa cada nación (Lustig et al., 2012). Como indican Brueckner & Lederman (2018) esta falta de equidad deteriora el crecimiento económico a largo plazo al dificultar la inversión y el acceso al crédito. En el contexto de la CAN, aunque el PIB

per cápita ha crecido, la prevalencia del empleo informal y la reducida movilidad social impiden que esa riqueza mitigue de forma efectiva la pobreza multidimensional.

Ciclos políticos y modelos de desarrollo

Los cambios sociopolíticos y económicos que América Latina atravesó en la década de los 2000 guiaron sus economías, en el caso de Bolivia y Ecuador los gobiernos fueron encabezados por ideologías y presidentes progresistas (de izquierda) (como Rafael Correa para Ecuador y Evo Morales para Bolivia) implementando un mayor protagonismo estatal, así como un fuerte aumento en la inversión del gasto social y una intervención más estratégica en las industrias y aparatos del estado. Según la literatura especializada, durante el auge de los precios de más materias primas, estas políticas ayudaron a reducir la pobreza y la desigualdad drásticamente. Sin embargo, cuando estos precios cayeron surgieron problemas en la sostenibilidad fiscal del aparato del estado (Lustig et al., 2012). Por el contrario, Colombia se inclinó por el libre mercado y la apertura exterior, pero Perú combinó estas estrategias como políticas sociales permitiendo que dicho país registre tasas de crecimiento económico más elevadas, pero con una mayor volatilidad macroeconómica.

Política regional y aprendizajes

Los datos demuestran que no existe un único modelo para el crecimiento y desarrollo económico de la CAN. Mientras que la dolarización en Ecuador genera estabilidad, la misma limita la capacidad de respuesta ante choques externos. Para Perú la alta dependencia minera y su política cambiaria flexible permiten recuperaciones rápidas, pero también exponen al país a episodios de crisis. Mientras tanto Colombia muestra un desarrollo intermedio con resultados favorables, Bolivia usa sus riquezas naturales para el progreso económico, pero condicionada por barreras estructurales. Con base en la teoría del crecimiento endógeno de Aghion & Howitt (2009) una implicación política relevante es la necesidad de orientarse hacia la transformación productiva y la capacitación laboral para reducir la dependencia del precio de las materias primas y asegura un desarrollo económico sostenido.

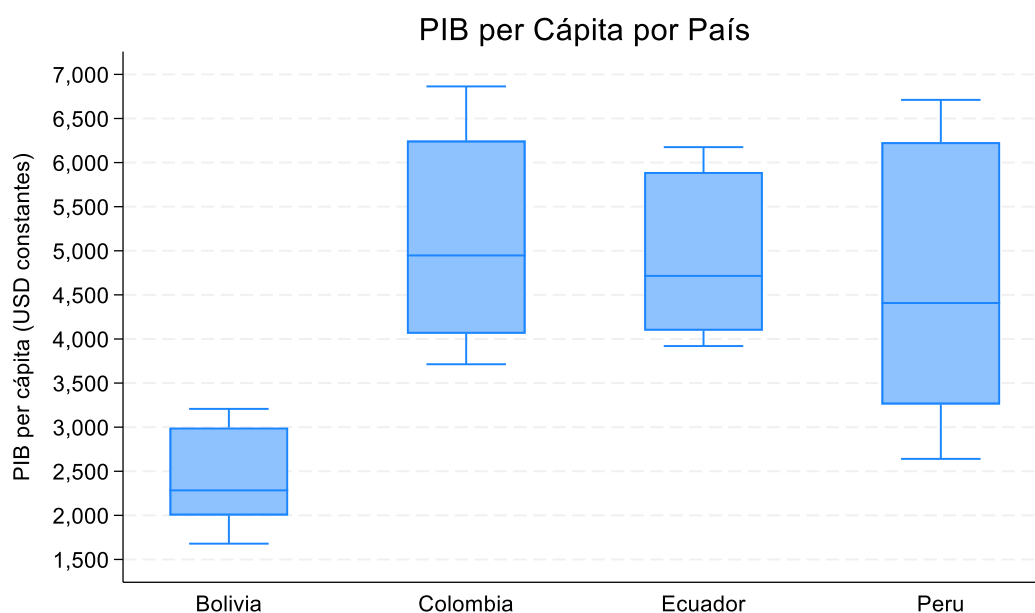
Para concluir Colombia y Ecuador tienen ingresos parecidos, pero su estabilidad es distinta. La economía peruana se identifica por su amplia dispersión y Bolivia empezó con niveles más bajos de crecimiento y su expansión económica tardó en llegar. En

todos los escenarios que fueron analizados, los datos muestran asimetrías un poco positivas y una curtosis platicúrtica en todos los casos. Por ende, la probabilidad de registrar valores extremos es menos probable que en una distribución normal, a pesar de que la varianza cambia de forma importante en los distintos países. Las fluctuaciones económicas responden a la mayoría de los choques de mercado de las materias primas, crisis financieras internas como la de Ecuador (1999) y Colombia (1998-1999) y alteraciones en las políticas cambiarias y políticas.

Gráfico de caja y bigote para el PIB per cápita

Figura No 5

Distribución del PIB per cápita real en los países de la Comunidad Andina



Nota. Elaboración propia en el programa Stata.

Análisis

El gráfico presenta la distribución del PIB per cápita en Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú. De manera general, Bolivia registra los niveles más bajos dentro del grupo, con una mediana aproximada de 2.300 dólares constantes. Además, sus valores se ubican en un rango más reducido frente a los demás países, lo que refleja una diferencia importante en el ingreso por habitante respecto al resto de economías andinas.

Por otro lado, Colombia y Ecuador muestran niveles más elevados de PIB per cápita. En el caso de Colombia, la mediana se aproxima a los 5.000 dólares constantes y también se observan los valores máximos más altos del conjunto, lo que evidencia una mayor capacidad económica relativa durante el periodo estudiado. Ecuador, aunque presenta una mediana un poco menor, cercana a los 4.700 dólares, mantiene una distribución relativamente alta y más estable en comparación con Bolivia.

Perú, en cambio, presenta una mayor dispersión, con valores que van aproximadamente desde 2.600 hasta más de 6.700 dólares constantes. Esto indica que su ingreso por habitante tuvo cambios importantes a lo largo del tiempo. En conjunto, el gráfico permite observar que Bolivia se mantiene como el país con menor PIB per cápita de la muestra, mientras que Colombia, Ecuador y Perú alcanzan niveles superiores, aunque con comportamientos distintos en cuanto a estabilidad y variación.

Variable Remesas

Las remesas familiares representan una fuente importante de ingresos para las economías en desarrollo, especialmente porque aportan divisas y ayudan a sostener el consumo de los hogares. En los países andinos, estos flujos han tenido un papel relevante dentro de la economía, aunque su impacto puede variar según el país y el periodo analizado. Por ello, este apartado analiza la evolución de las remesas como porcentaje del PIB en Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú entre 1990 y 2024, considerando medidas descriptivas que permiten identificar diferencias, tendencias y comportamientos particulares entre las economías de la Comunidad Andina.

Tabla No 5

Distribución del PIB per cápita real en los países de la Comunidad Andina

Indicador	Bolivia	Colombia	Ecuador	Perú
Media	2,655	1,787	3,600	1,407
Mediana	2,723	1,792	3,394	1,457
Media recortada	2,529	1,776	3,583	1,427
(5%)				
Desviación	2,018	0,718	1,916	0,413
estándar (DE)				

Coefficiente de variación (CV)	76,0%	40,2%	53,2%	29,4%
Mínimo	0,064 (1991)	0,704 (1993)	0,330 (1991)	0,329 (1990)
Máximo	8,044 (2007)	3,250 (2003)	7,539 (2000)	2,086 (2007)
Rango	7,980	2,546	7,209	1,756
Rango intercuartílico (IQR)	2,602	1,314	2,842	0,500
Coefficiente de asimetría	0,669	0,147	0,098	-0,730
Curtosis	0,313	-1,093	-0,764	0,897
Q1 (percentil 25)	1,071	1,096	2,407	1,166
Q3 (percentil 75)	3,673	2,410	5,249	1,666

Nota. Elaboración propia con la variable Remesas en el programa SPSS. Se utilizaron tres decimales para no perder precisión en los datos más pequeños.

Interpretación de la tabla para las medidas de forma y dispersión

En cuanto a la tendencia central de la variable remesas, Ecuador tiene la media superior (3,60% de su PIB), seguido de Bolivia con 2,655%, mientras que Colombia tiene 1,787% y Perú 1,407% los cuales se ubican en los puestos más bajos. En todos los países, la media, la mediana y la media recortada son prácticamente idénticos, lo que demuestra que no hay datos extremos que afecten el promedio. Sin embargo, la mediana de Bolivia de 2,723 es mayor que la media 2,655, lo que sugiere una asimetría positiva hacia la derecha que se confirma por su coeficiente 0,669.

Bolivia sobresale por tener el coeficiente de variación más elevado de 76%, lo que indica una marcada inestabilidad histórica. Tras ser casi inexistentes en dicho país en los años 90 en el año 2007 experimento un gran salto al 8% del PIB, para luego verse reducidas a un 2-3% en la década reciente. En Ecuador, la volatilidad también es alta con un coeficiente de variación de 53,2% por el impacto de la crisis de 1999-2000 y

sus cambios posteriores. Por el contrario, Perú presenta una trayectoria mucho más estable y constancia en el coeficiente de variación siendo el más bajo 29,4%, mientras tanto Colombia está en un nivel moderado de volatilidad 40,2%

Los datos tienen realidades distintas en las remesas de ambos países. Bolivia presenta una asimetría positiva (0,669), lo que indica que la mayor parte del tiempo registro valores bajos, con algunos años de picos históricos (2007-2008). Perú por su parte muestra una tendencia inversa una asimetría negativa -0,730, concentrando la mayor parte de sus registros en niveles altos, con episodios aislados de caídas muy marcadas entre 1990 y 1994. En cuanto a la dispersión, Colombia y Ecuador muestran colas ligeras (platicúrtica), pero Bolivia y Perú muestran colas leptocúrticas, es decir, demuestran una mayor probabilidad registrar valores atípicos.

Bolivia experimenta un cambio llamativo en sus remesas, las cuales en 1991 pasaron de una proporción mínima 0,064% del PIB a un pico de más del 8,044% en 2007 antes de estabilizarse en un 2-3% en los últimos diez años. Como lo indican Andersen & Faris (2002), la crisis económica de finales de los noventa causó la salida de cerca de un millón de bolivianos hacia Argentina y España. De hecho, el máximo histórico se alinea perfectamente con la burbuja de la construcción en España y las políticas migratorias de dicho país europeo.

Basada en la teoría de altruismo e inversión, dicho modelo postula que las remesas varían en sentido contrario al ciclo económico del país de origen (Lucas & Stark, 1985). Esto se vio reflejado en Bolivia, durante la crisis interna de 1999 a 2002, las remesas crecieron y mantuvieron esta tendencia en la recuperación, sugiriendo una estrategia de inversión y acumulación. No obstante, esta tendencia bajó en 2008 por la crisis financiera mundial y el colapso laboral en España, que redujeron los ingresos de los emigrantes. Una investigación reciente sugiere que las remesas de Bolivia se ven sumergidas en dependencia de las economías de países como España, Estados Unidos y Argentina (Ratha et al., 2024). Estadísticamente, un coeficiente de asimetría positivo refleja una distribución con una larga cola hacia la derecha, lo que indica años con auge.

Las remesas en Colombia representan un volumen relativamente bajo de 1,787, siendo la segunda media más baja del grupo, pero con una volatilidad moderada de 40,2%.

La mediana de 1,792 es muy cercana a la media evidenciando que la distribución es bastante simétrica. En la mayoría de los años, se situaron entre el 1,1% y el 2,4% del PIB sugerida por un rango intercuartílico de 1,314. El punto máximo alcanzado fue en 2003 con 3,25% del PIB, impulsado por la crisis interna y la violencia de su conflicto armado interno, circunstancias que generaron olas migratorias hacia Estados Unidos, España y Venezuela (Sánchez Poveda, 2023).

Según P. Fajnzylber & López (2008), las remesas enviadas por los colombianos en el exterior han funcionado como un estabilizador económico. En la crisis de 1998-1999 el aporte de las remesas aumentó del 0,7% en 1993 al 1,5% en el 2000, lo que ayudo como amortiguador ante la caída de ingresos. Mas adelante, con la recuperación económica y un peso más fuerte estabilizaron los envíos desde el 2004 a alrededor del 2%. A diferencia de Bolivia y Ecuador, en Colombia no se evidenciaron picos extremos porque registro una curtosis negativa (-1,093). La literatura esta estabilidad a una migración repartida, debido a que los emigrantes colombianos se han asentado en países como Estados Unidos, España, Reino Unido y Chile, evitando así la dependencia de un solo mercado laboral (Cárdenas & Mejía, 2006).

El promedio de Ecuador es el más alto (3,60%) con una volatilidad considerable de 53,2%. Su mínimo de 0,33% en 1991 y su máximo de 7,539% en 2000 revelan un cambio histórico severo. Esta fase estuvo marcada por la dolarización y la crisis bancaria de 1999-2000, lo que desato la migración masiva a España, Italia y Estados Unidos. Este éxodo cambio la macroeconomía nacional, pasando del 1,5% al 7,5% del PIB en apenas cinco años desde 1995 al 2000, consolidándose como la segunda mayor fuente de divisas del país solo después del petróleo (P. Fajnzylber & López, 2008)

Remesas por país, evidencia empírica y marcos teóricos

Bolivia

Bolivia experimenta un cambio llamativo en sus remesas, las cuales en 1991 pasaron de una proporción mínima (0,064% del PIB) a un pico de más del 8% en 2007 antes de estabilizarse en un 2-3% en los últimos diez años. Como lo indican Andersen & Faris (2002), la crisis económica de finales de los noventa causo la salida de cerca de un millón de bolivianos hacia Argentina y España. De hecho, el máximo histórico se

alineada perfectamente con la burbuja de la construcción en España y las políticas migratorias de dicho país europeo.

Basada en la teoría de altruismo e inversión, dicho modelo postula que las remesas varían en sentido contrario al ciclo económico del país de origen (Oded Stark & Bloom, 1985). Esto se vio reflejado en Bolivia, durante la crisis interna de 1999 a 2002, las remesas crecieron y mantuvieron esta tendencia en la recuperación, sugiriendo una estrategia de inversión y acumulación. No obstante, esta tendencia bajó en 2008 por la crisis financiera mundial y el colapso laboral en España, que redujeron los ingresos de los emigrantes. Una investigación reciente sugiere que las remesas de Bolivia se ven sumergidas en dependencia de las economías de países como España, Estados Unidos y Argentina (Ratha et al., 2024). Estadísticamente, un coeficiente de asimetría positivo refleja una distribución con una larga cola hacia la derecha, lo que indica años con auge.

Colombia

Las remesas en Colombia representan un volumen relativamente bajo (1,787%), siendo la segunda media más baja del grupo, pero con un coeficiente de variación de 40,2%. La mediana de 1,792 es muy cercana evidenciando que la distribución es bastante simétrica. En la mayoría de los años, se situaron entre el 1,1% y el 2,4% del PIB sugerida por un rango intercuartílico de 1,314. El punto máximo alcanzado fue en 2003 (3,25%).

Según P. Fajnzylber & López (2008) las remesas enviadas por los colombianos en el exterior han funcionado como un estabilizador económico. En la crisis de 1998-1999 el aporte de las remesas aumentó del 0,7% en 1993 al 1,5% en el 2000, lo que ayudo como amortiguador ante la caída de ingresos. Mas adelante, con la recuperación económica y un peso más fuerte estabilizaron los envíos desde el 2004 a alrededor del 2%. A diferencia de Bolivia y Ecuador, en Colombia no se evidenciaron picos extremos porque registro una curtosis negativa (-1,093). La literatura esta estabilidad a una migración repartida, debido a que los emigrantes colombianos se han asentado en países como Estados Unidos, España, Reino Unido y Chile, evitando así la dependencia de un solo mercado laboral (Cárdenas & Mejía, 2006).

Ecuador

El promedio de Ecuador es el más alto (3,60%) con una volatilidad considerable de 53,2%. Su mínimo de 0,33% en 1991 y su máximo de 7,54% en 2000 revelan un cambio histórico severo. Esta fase estuvo marcada por la dolarización y la crisis bancaria de 1999-2000, lo que desató la migración masiva a España, Italia y Estados Unidos. Este éxodo cambió la macroeconomía nacional, pasando del 1,5% al 7,5% del PIB en apenas cinco años desde 1995 al 2000, consolidándose como la segunda mayor fuente de divisas del país solo después del petróleo (P. Fajnzylber & López, 2008).

Ecuador es la experiencia clara de la teoría de la válvula de escape. Tras la dolarización, el país perdió la autonomía en el manejo de su emisión y sus tasas, y sumada a la crisis miles de personas salieron del país. En esta situación, los flujos externos de dinero funcionaron como soporte económico que contuvo una crisis en el consumo nacional (Ponce & Vos, 2012). Desde el 2007, las remesas comenzaron a reducirse de forma progresiva, situándose en el 2,4% en el 2015, esto a causa de la crisis española y el regreso de expatriados, impulsada por la reactivación económica del país y las políticas de atracción del gobierno de aquellos años. Los datos indican coeficientes de asimetría cercana a cero (0,098) y una curtosis negativa (-0,764), señalan que, una vez superado el pico histórico, las cifras han fluctuado de manera simétrica y moderada.

Perú

Perú muestra la media más baja de remesas con 1,407% y una volatilidad baja de 29,4% con extremos siendo el mínimo en 1990 (0,329%) y el máximo en 2007 (2,086%). Distinguiéndose de sus vecinos, Perú no vivió un boom repentino respecto a sus vecinos, su crecimiento fue sostenido y moderado. La razón de esto es que su diáspora migratoria se encuentra principalmente en Chile, Estados Unidos, Argentina y España, los cuales provocan flujos migratorios más dispersos y menos concentrados en el tiempo (INEI, 2015).

Desde la perspectiva teórica, Durand (2010) destaca que para el caso de Perú las remesas son enviadas bajo una orientación hacia la inversión y el ahorro a largo plazo. Esto refleja un sentido claro si se observa el “milagro peruano”, la etapa de acelerado

crecimiento económico que inicio en 2004, la cual, bajo la presión de migrar por empleo, manteniendo constantes las remesas en torno al 1,5% del PIB. El análisis estadístico revela una asimetría negativa (-0,73), explicada por una etapa inicial (1990-1994) de poca emigración, frente a una mayor parte de los valores que se concentra entre el 1,4% y el 1,7%. La curtosis positiva (0,897) indica una distribución con colas más pesada, posiblemente por eventos aislados, como la del 2002 en argentina que pudo afectar a residentes peruanos. Según Altamirano Rúa (2009) esta baja volatilidad demuestra que las remesas de dicho país son estables, porque los peruanos emigrantes en general suelen asentarse de forma definitiva, enviando dinero de forma regular.

Determinantes macroeconómicos y tipo de cambio real

La teoría económica indica que el tipo de cambio real se desempeña como un factor determinante en el envío de remesas (Lopez et al., 2007). Cuando una moneda nacional se deprecia, el valor de las remesas enviadas incrementa lo que motiva a mayores envíos. Para el caso de Ecuador, la adopción del dólar anuló esta dinámica. Sin embargo, la fuerte depreciación ocurrida durante la crisis de 1999-2000, incentivo la salida de partes de la población como emigrantes. Debido a que Colombia y Perú no tienen tipos de cambio completamente fijos, las remesas otorgaron una ayuda en el ajuste de las depreciaciones de sus monedas. Esto se evidencio entre 2015 y 2016 cuando el peso colombiano disminuyó su valor lo que impulso las remesas del 1,8% al 2,0%. Por otra parte, P. Fajnzylber & López (2008) indican que las variaciones altas, observadas en Ecuador y Bolivia, son síntomas de sistemas cambiarios estrictos o de crisis financieras externas.

Tendencias políticas y ciclos migratorios

Entre 2005 y 2008, los miles de migrantes de Bolivia y Ecuador se pudieron regularizar en España, lo que incremento el envío de remesas formales. Luego, la cancelación de estas políticas y la crisis económica de 2008 pararon este flujo, desencadenando una gráfica de datos con un pico alto de ingresos que genero una caída abrupta.

Después de 2015, la crisis en Venezuela afecto la dinámica migratoria de Colombia, se observó en cambio un incremento en la emigración hacia Norteamérica y Chile, compensado las remesas recibidas, porque los flujos de dinero recibidos de Venezuela se desplomaron. Gracias a la curtosis negativa, se observó un proceso lento y

constante, no un cambio drástico. Los cambios políticos en Perú hacia modelos de libre mercado impulsadas por las administraciones de Fujimori, Toledo y Humala no afectaron de forma sustancial los flujos migratorios, lo que destaca una notable estabilidad en este sector.

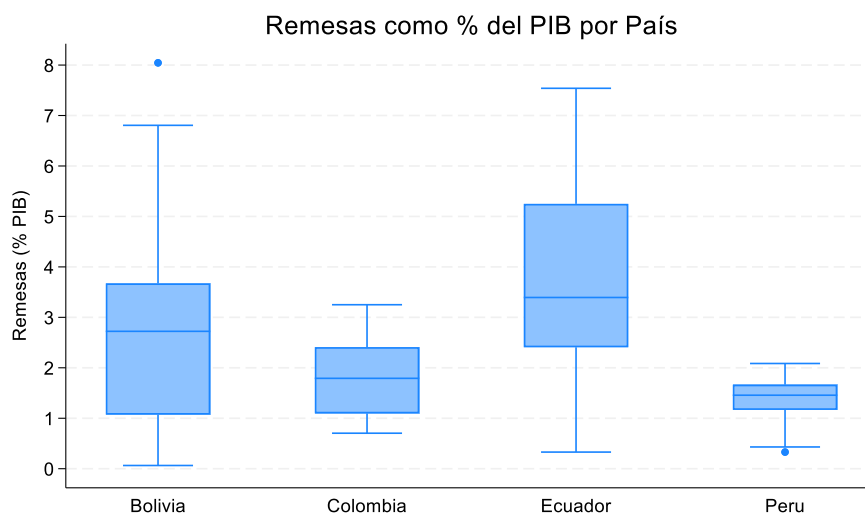
Finalmente, y como conclusiones para la variable estudiada, Ecuador y Bolivia destacan por tener flujos de remesas con altos promedios y gran volatilidad, impulsado por la dolarización en Ecuador, la crisis del gas en Bolivia y a una fuerte dependencia de los trabajadores migrantes en España. Los datos estadísticos demuestran que la curtosis positiva en Bolivia y la asimetría en ambos países, generan entradas repentinas de dinero que luego se desvanecen lo que inestabiliza la macroeconomía. Colombia presenta un comportamiento financiero intermedio y equilibrado, con las remesas actuando como un soporte clave. Sus indicadores muestran que el país ya no depende solamente de una fuente de ingreso, esto lo indica su curtosis negativa y asimetría, reduciendo su vulnerabilidad a crisis globales.

Perú destaca por registrar la menor vulnerabilidad y fluctuación, con remesas que han crecido de forma constante y que siempre han estado por debajo del 2,1% del PIB. La asimetría negativa muestra que los datos bajos son inusuales, mostrando una tendencia habitual al estabilizarse en valores moderados. Las naciones como Bolivia y Ecuador enfrentan cambios económicos bruscos. Para evitar problemas deberían fomentar el envío de dinero por canales oficiales y crear fondos de inversión compartidos, así cuando llegue dinero del exterior podrán invertirse en proyectos productivos. Tanto Colombia como Perú pueden aprovechar el constante flujo de remesas como un activo estratégico para acceder a capital internacional en condiciones más favorables. La integración de los países mediante la CAN puede facilitar la reducción de aranceles y comisiones de las transferencias intracomunitarias, estimulando la migración circular en el ámbito laboral.

Gráfico de caja y bigote para las remesas

Figura No 6

Distribución de las remesas como porcentaje del PIB en los países de la Comunidad Andina



Nota. Elaboración propia en el programa Stata.

Análisis

El gráfico presenta la distribución de las remesas como porcentaje del PIB en Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú. De manera general, Ecuador destaca como el país donde las remesas tienen mayor peso relativo dentro de la economía, ya que su mediana se aproxima al 3,4% del PIB y en algunos años alcanza valores superiores al 7%. Esto evidencia que, durante el periodo analizado, las remesas representaron un componente importante dentro de la economía ecuatoriana.

Bolivia también presenta una participación relevante de las remesas, con una mediana cercana al 2,7% del PIB. Sin embargo, su distribución es bastante amplia, lo que refleja variaciones importantes a lo largo del tiempo. Además, se observa un valor atípico cercano al 8%, lo cual sugiere que en algún año las remesas representaron una proporción especialmente elevada dentro de la economía boliviana.

Colombia y Perú presentan una participación más baja y estable de las remesas dentro de sus economías. En el caso de Colombia, la mediana se ubica cerca del 1,8% del

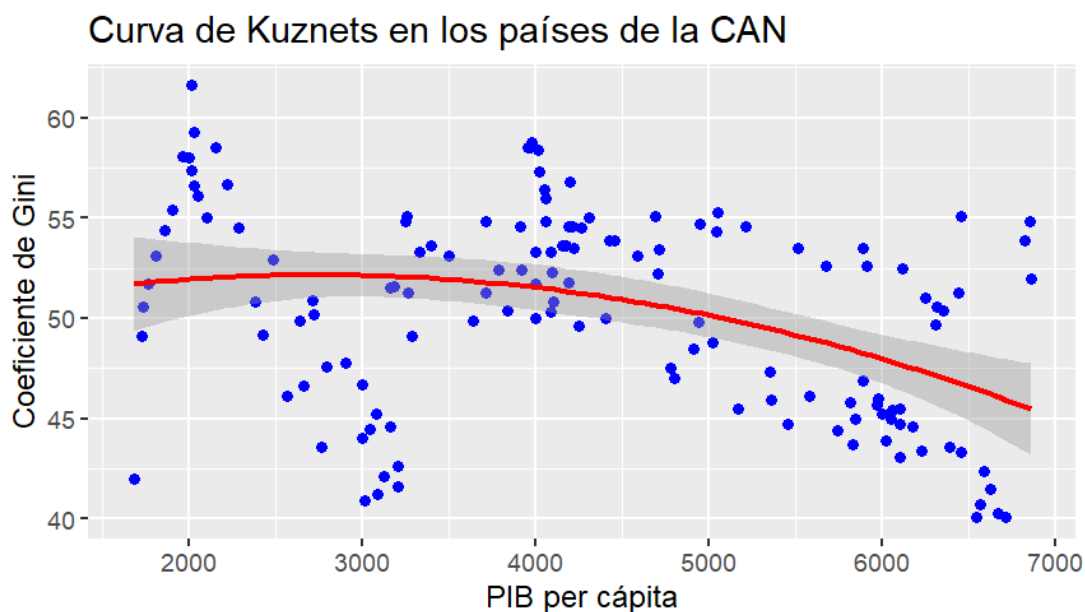
PIB, mientras que Perú se mantiene alrededor del 1,5%, con una dispersión menor frente a Bolivia y Ecuador. En conjunto, el gráfico muestra que las remesas han tenido una mayor relevancia económica en Ecuador y Bolivia, mientras que en Colombia y Perú su peso relativo ha sido más moderado.

4.1.2 Análisis correlacional

Con el propósito de verificar teóricamente la trayectoria de la Curva de Kuznets en los países de la Comunidad Andina, se procedió a analizar la relación entre el PIB per cápita y el coeficiente de Gini mediante representaciones gráficas y estimaciones cuadráticas. La hipótesis clásica de Kuznets plantea que, en las primeras etapas del desarrollo económico, la desigualdad tiende a incrementarse, mientras que en fases más avanzadas disminuye, configurando una relación en forma de “U” invertida (Kuznets, 1955). En este contexto, se evaluó si las trayectorias históricas de Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú evidencian dicho comportamiento teórico durante el periodo 1990-2024.

Figura No 7

Gráfico de la curva de Kuznets para todos los países de la CAN en conjunto



Nota. Elaboración propia con el programa Rstudio, con la base de datos original. La Figura muestra la curva para las variables en niveles y sin algún tratamiento para mejorar sus escalas, fue realizada como evidencia visual de una curva tradicional de Kuznets.

La gráfica presenta la relación conjunta entre el PIB per cápita y el coeficiente de Gini en los países de la CAN. La línea roja muestra la tendencia suavizada de los datos y permite observar que, en los niveles bajos y medios de PIB per cápita, la desigualdad se mantiene relativamente estable, con valores cercanos a 51 y 52 puntos del Gini. Esto sugiere que, en los primeros tramos de ingreso observados, el crecimiento económico no se traduce de manera inmediata en una reducción de la desigualdad.

En cambio, cuando el PIB per cápita alcanza niveles más altos, la curva empieza a descender con mayor claridad. Esto indica que, en términos generales, los países con mayores niveles de ingreso per cápita tienden a registrar menores niveles de desigualdad. Sin embargo, la forma del gráfico no refleja completamente una U invertida clásica, ya que no se observa un incremento inicial pronunciado de la desigualdad seguido de una caída marcada.

En conjunto, el gráfico evidencia una relación principalmente negativa entre el crecimiento económico y la desigualdad en los países de la CAN, sobre todo en los tramos de mayor PIB per cápita. Por ello, la evidencia visual respalda parcialmente la idea de que el crecimiento puede vincularse con menores niveles de desigualdad, aunque no confirma de forma clara la Curva de Kuznets tradicional. Esta interpretación debe complementarse con los resultados econométricos, ya que el gráfico muestra una relación descriptiva, pero no permite establecer causalidad.

Umbral de giro de la curva

Para calcular el punto de giro referencial entre el PIB per cápita y la desigualdad, primero se estimó el modelo econométrico en primeras diferencias. Con base en los coeficientes obtenidos para el PIB per cápita centrado y su término cuadrático, se evaluó matemáticamente si la relación podía presentar un posible cambio de dirección. Sin embargo, debido a que el término cuadrático del PIB per cápita no fue estadísticamente significativo, este punto de giro debe entenderse solo como una referencia matemática y no como una prueba concluyente de la Curva de Kuznets. La fórmula original planteada en el capítulo tres en el nivel correlacional fue modificada porque se usaron variables con primera diferencia, así como logaritmos centrados, en modo de referencia sería parecido, los valores del logaritmo original fueron cambiados al logaritmo central pero el fin es el mismo:

$$X^* = -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$$

Reemplazando los valores del modelo final:

$$X^* = \frac{-(-17.743)}{2(-2.344)} = -3.785$$

Tabla No 6

Punto de giro referencial de la relación entre PIB per cápita y desigualdad

Indicador	Valor	Interpretación
β_1, D1PIBpc_inc	-17.743	Efecto lineal negativo y significativo
β_2, D1PIBpc_inc2	-2.344	Efecto cuadrático no significativo
Fórmula del punto de giro	$-\beta_1 / 2\beta_2$	Umbral matemático de la función cuadrática
Punto de giro referencial	-3.785	Resultado no concluyente
Significancia del término cuadrático	$p = 0.808$	No existe evidencia robusta de curvatura
Decisión	-	No se interpreta como umbral válido de Kuznets

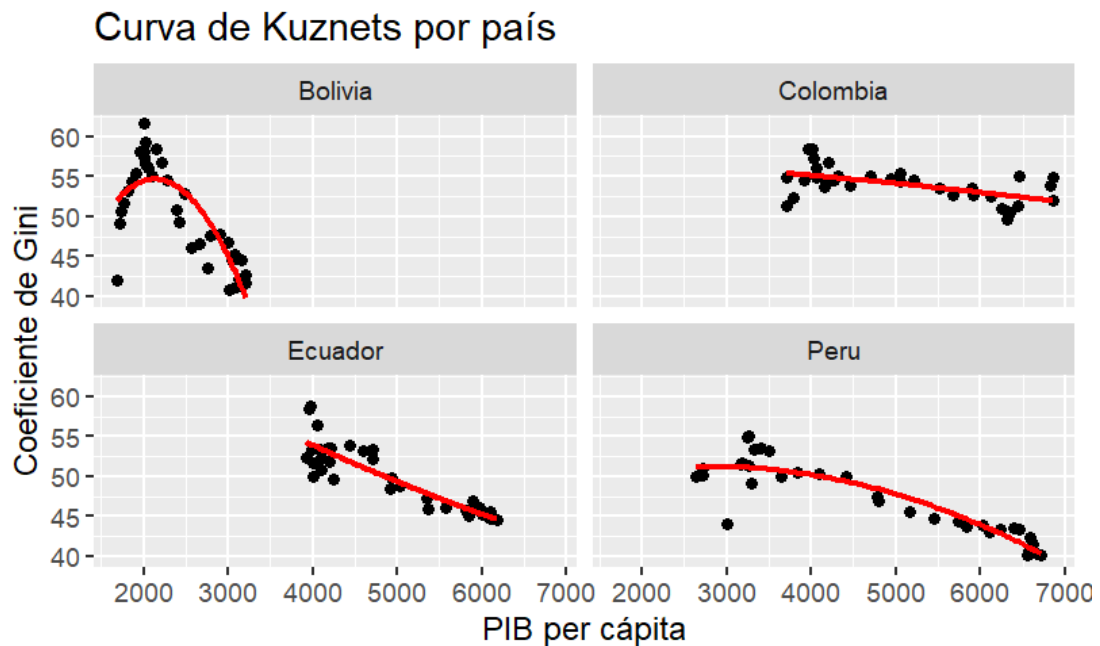
Nota. El punto de giro se presenta únicamente como referencia matemática con logaritmos centrados, debido a que el término cuadrático del PIB per cápita no resultó estadísticamente significativo. Por tanto, no se considera evidencia suficiente para confirmar una Curva de Kuznets.

El punto de giro estimado fue de -3.785, lo que matemáticamente sugiere un posible cambio en la dirección de la relación entre el PIB per cápita y la desigualdad. Sin embargo, este resultado debe interpretarse con cautela, ya que el término cuadrático del PIB per cápita no resultó estadísticamente significativo. Por esta razón, el valor obtenido no puede considerarse un umbral válido de la Curva de Kuznets, sino únicamente una referencia matemática que no permite confirmar dicha relación.

Análisis de la gráfica de Kuznets para los países en conjunto

Figura No 8

Gráfica de la curva de Kuznets para cada país (Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú)



Nota. Elaboración propia con el programa Rstudio, con la base de datos original. Las curvas para cada país fueron realizadas con variables en niveles y sin algún tratamiento para mejorar sus escalas, fueron realizadas como evidencia visual de las curvas tradicionales individuales de Kuznets.

La figura muestra la relación entre el PIB per cápita y el coeficiente de Gini para cada país de la Comunidad Andina. En general, se observa que esta relación no sigue el mismo patrón en todos los casos, ya que cada economía presenta una trayectoria particular. Esto sugiere que el vínculo entre crecimiento económico y desigualdad está condicionado por las características estructurales de cada país.

En Bolivia se identifica una trayectoria cercana a una U invertida. En los niveles iniciales de PIB per cápita, la desigualdad tiende a aumentar hasta alcanzar valores altos del coeficiente de Gini. Luego, conforme el PIB per cápita continúa creciendo, la desigualdad disminuye de manera importante. Por ello, Bolivia es el país que visualmente más se aproxima al comportamiento planteado por la Curva de Kuznets tradicional.

En Colombia, la relación entre PIB per cápita y desigualdad es más estable, aunque presenta una leve tendencia descendente. Esto indica que el aumento del ingreso per cápita se asocia con una reducción moderada del coeficiente de Gini. No obstante, la forma de la curva no evidencia claramente una U invertida, sino más bien una disminución gradual de la desigualdad.

En Ecuador se observa una relación negativa más marcada. A medida que el PIB per cápita aumenta, el coeficiente de Gini tiende a disminuir de forma continua. Esto sugiere que, durante el periodo analizado, el crecimiento económico en Ecuador estuvo relacionado con una reducción progresiva de la desigualdad.

En Perú también se aprecia una relación negativa entre PIB per cápita y desigualdad, con una ligera curvatura descendente en los niveles más altos de ingreso. Esto muestra que los mayores niveles de PIB per cápita se vinculan con menores niveles de desigualdad. En conjunto, la figura evidencia que solo Bolivia muestra una trayectoria cercana a la Curva de Kuznets, mientras que Colombia, Ecuador y Perú presentan principalmente relaciones descendentes entre crecimiento económico y desigualdad.

4.1.3 Análisis explicativo

Una vez analizada la evolución histórica del coeficiente de Gini, el PIB per cápita y las remesas internacionales en los países de la Comunidad Andina, este apartado profundiza en la relación entre dichas variables mediante modelos de datos de panel para Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú durante el período 1990-2024. Esta metodología permite combinar la dimensión temporal y transversal de la información, controlar la heterogeneidad no observable entre países y evaluar con mayor precisión la posible relación entre crecimiento económico, remesas y desigualdad.

La estimación se apoya en los planteamientos de la Curva de Kuznets, en la teoría del crecimiento económico y en los estudios relacionados con las remesas y la distribución del ingreso. Antes de analizar los resultados, se revisan los principales aspectos econométricos del modelo, como la elección entre efectos fijos y aleatorios, la estacionariedad de las variables, la multicolinealidad, la heterocedasticidad, la autocorrelación y la dependencia transversal. A partir de este proceso, los resultados

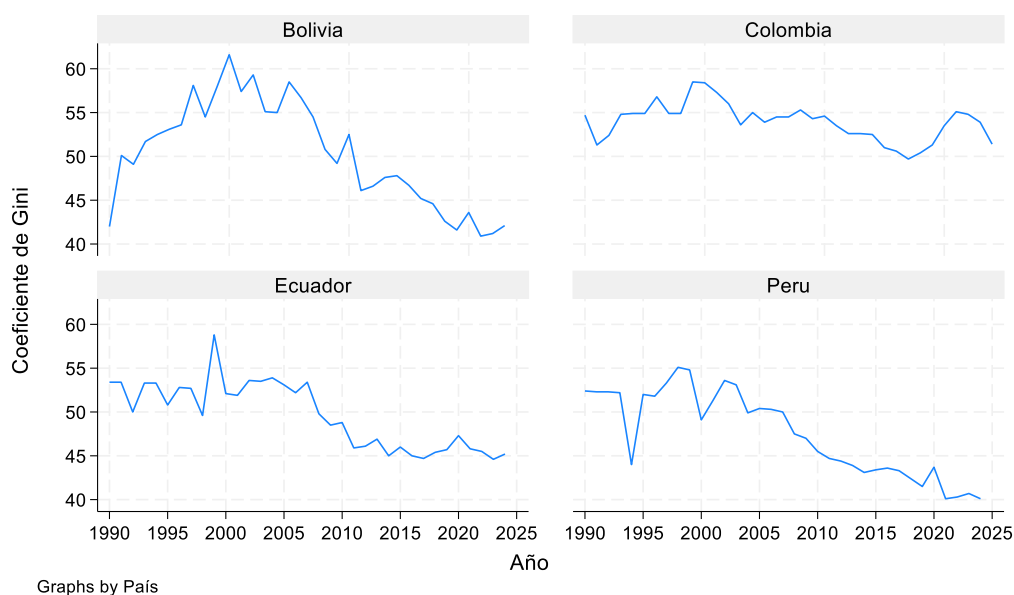
permiten evaluar cómo el crecimiento económico y las remesas se han relacionado con la evolución de la desigualdad en los países de la CAN.

Análisis temporal del comportamiento de las variables a nivel previo al modelo

Análisis del coeficiente de Gini para los países de la CAN

Figura No 9

Evolución del coeficiente de Gini para los países de la CAN



Nota. Elaboración propia en el programa Stata.

Este gráfico presenta la evolución del coeficiente de Gini en Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú. De manera general, se observa que la desigualdad alcanzó niveles más altos durante la década de 1990 y los primeros años de los 2000, principalmente en Bolivia, Colombia y Ecuador. Después de ese periodo, la mayoría de los países muestra una disminución progresiva del Gini, lo que refleja una mejora relativa en la distribución del ingreso.

La nación boliviana tiene una trayectoria marcada por un incremento importante hasta inicios de los años 2000, cuando alcanza sus niveles más altos de desigualdad. A partir de ese periodo, el coeficiente de Gini disminuye de forma sostenida, aunque con ciertas fluctuaciones. Perú también muestra una tendencia descendente clara desde comienzos

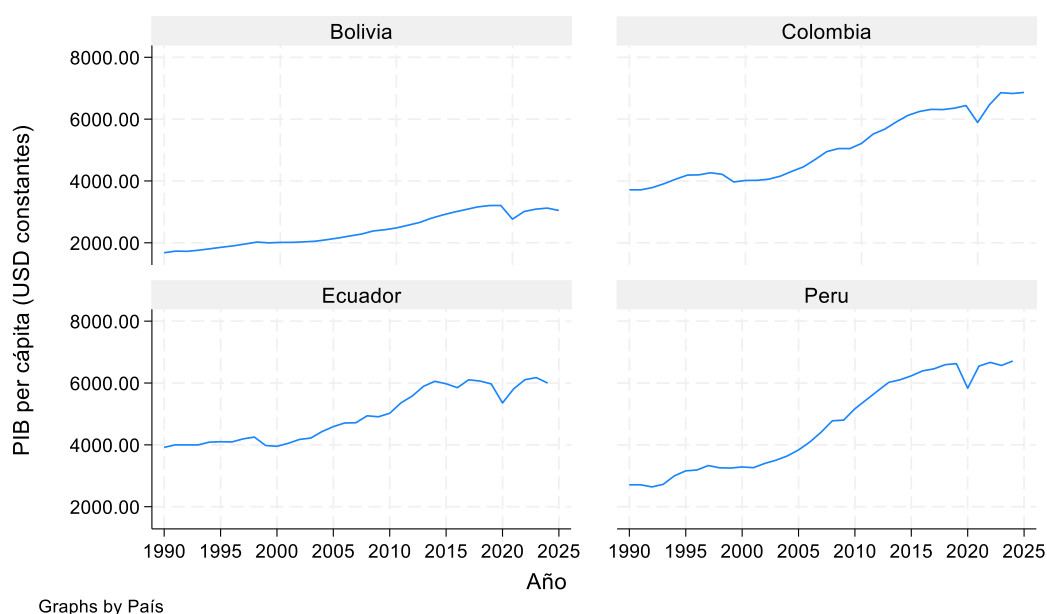
de los años 2000, ubicándose hacia el final del periodo entre los países con menores niveles de desigualdad del grupo analizado.

Colombia mantiene niveles de desigualdad elevados durante gran parte del periodo, aunque registra una reducción moderada después de 2010 y un leve repunte en años posteriores. Ecuador, en cambio, muestra un aumento importante alrededor del año 2000, seguido de una caída gradual y una mayor estabilidad en los años recientes. En conjunto, el gráfico evidencia que la desigualdad tendió a reducirse en la región andina, aunque con diferencias importantes en la velocidad y magnitud de ese proceso entre países.

Análisis del PIB per cápita para los países de la CAN

Figura No 10

Evolución del PIB per cápita para los países de la CAN



Nota. Elaboración propia en el programa Stata.

El presente gráfico evidencia una tendencia ascendente del PIB per cápita en los cuatro países durante el periodo de estudio. En términos generales, esto muestra que Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú atravesaron un proceso de crecimiento económico de largo plazo. Sin embargo, este crecimiento no fue igual en todos los casos, ya que existen

diferencias en el nivel inicial, el ritmo de expansión y las caídas temporales observadas en cada país.

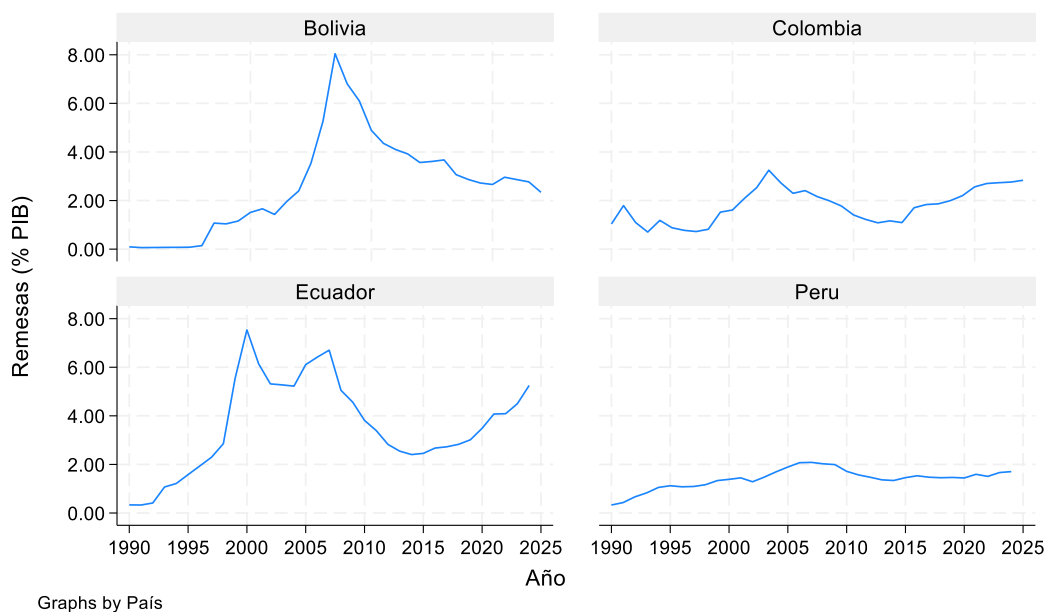
Hacia el final del periodo, Colombia y Perú registran los niveles más altos de PIB per cápita. Perú destaca por un aumento importante desde inicios de los años 2000, mientras que Colombia mantiene una trayectoria de crecimiento más constante. Ecuador también muestra una evolución positiva, aunque con ciertas fluctuaciones y una desaceleración después de 2015. Por su parte, Bolivia parte de un nivel más bajo, pero mantiene una tendencia creciente relativamente sostenida.

En todos los países se observa una caída alrededor del año 2020, lo que refleja una interrupción temporal en la trayectoria de crecimiento. No obstante, después de esa caída, las economías muestran señales de recuperación. Al comparar este gráfico con el del coeficiente de Gini, se observa que el crecimiento económico coincide en varios casos con una reducción de la desigualdad, aunque esta relación no parece ser automática ni igual para todos los países

Análisis de las remesas para los países de la CAN

Figura No 11

Evolución de las remesas como porcentaje del PIB de los países de la CAN



Nota. Elaboración propia en el programa Stata.

En la gráfica se muestra que las remesas como porcentaje del PIB tienen comportamientos muy diferentes entre países. Ecuador y Bolivia presentan los niveles más altos en determinados momentos del periodo, mientras que Colombia y Perú muestran trayectorias más moderadas. Esto indica que la importancia macroeconómica de las remesas no ha sido homogénea dentro de la Comunidad Andina.

Bolivia registra un fuerte aumento de las remesas hasta aproximadamente 2008, cuando alcanza su punto máximo, para luego mostrar una disminución gradual. Ecuador también presenta un incremento importante alrededor de los años 2000 y 2007, seguido de una caída y una recuperación reciente. Este comportamiento sugiere que las remesas han tenido un papel relevante en estas economías, aunque con alta variabilidad a lo largo del tiempo.

Colombia presenta una evolución más estable, con aumentos moderados en ciertos periodos y una recuperación reciente. Perú, en cambio, mantiene niveles relativamente bajos y estables en comparación con Bolivia y Ecuador. En conjunto, el gráfico evidencia que las remesas son una variable relevante para analizar la desigualdad, especialmente porque su peso económico cambia entre países y puede afectar de manera distinta la distribución del ingreso.

4.1.3.1 Modelo econométrico

Representación del modelo teórico de la Curva de Kuznets, con la variable de control (Remesas)

$$\text{Coeficiente de Gini} = f(\text{PIB per cápita}, \text{PIB per cápita}^2, \text{Remesas})$$

Ecuación econométrica:

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{PIB}_{pcit}) + \beta_2 (\ln(\text{PIB}_{pcit}))^2 + \beta_3 \text{Remesas}_{it} + \alpha_i + \mu_{it}$$

Donde:

i: representa el país.

t: representa el año.

β_0 : termino de intercepto.

$\beta_1, \beta_2, \dots$: coeficientes a estimar.

α_i : representa el efecto individual no observado de cada país.

μ_{it} : representa el término de error

Especificación de las variables del modelo econométrico

Tabla No 7

Variables usadas para el modelo econométrico

Variable	Símbol o	Medición	Transformació n	Fuente	Signo esperado
Coefficient e de Gini	Gini	Índice	Nivel	Banco Mundial/otr a	Variable dependient e
PIB per cápita	PIBpc	USD constante s	Logaritmo natural	Banco Mundial	Ambiguo
PIB per cápita cuadrado	PIBpc ²	Término cuadrátic o	Log natural	Elaboración propia	Negativo si hay Kuznets
Remesas	Remesas	% del PIB	Nivel	Banco Mundial	Depende de teoría

Nota. Elaboración propia, para evidenciar las variables usadas y sus características. Se aplicó logaritmo natural a determinadas variables para reducir diferencias de escala, suavizar la dispersión de los datos y facilitar la interpretación económica de los coeficientes.

En la Tabla 7 se exponen los elementos (variables) utilizadas en el modelo econométrico, mostrando su símbolo, medición, transformación, fuente, y signo esperado. El coeficiente de Gini actúa como variable dependiente. En las variables independientes están el PIB per cápita y su variante cuadrática, así como las remesas como porcentaje del PIB.

Transformación del PIB per cápita y uso del logaritmo centrado, y no el logaritmo natural

En la presente investigación se utilizó logaritmos naturales tanto para la variable “PIB per cápita” como también para “PIB per cápita al cuadrado” lo que fue justificado anteriormente. En este caso se realizó un cambio a logaritmo centrado una razón en particular hallada mientras se realizaba el modelo. Se optó por el logaritmo centrado en las variables PIB per cápita y su término cuadrático, porque este procedimiento logra reducir la colinealidad artificial generada con los logaritmos naturales y facilita la interpretación del impacto lineal respecto al promedio de los datos. A continuación, se muestra una tabla con la comparación de VIF para el supuesto de multicolinealidad para los logaritmos explicados (PIB per cápita y PIB per cápita al cuadrado):

Tabla No 8

Comparación del diagnóstico de multicolinealidad con el logaritmo natural normal y el logaritmo centrado del PIB per cápita

Variable	VIF con logaritmo normal	VIF con logaritmo centrado	Decisión
Ln PIB per cápita	1837.94	1.30	Se opta por el logaritmo centrado
Ln PIB per cápita²	1836.36	1.25	Se opta por el logaritmo centrado
Remesas	1.05	1.05	Sin multicolinealidad severa

Nota. Elaboración propia, el VIF= factor de inflación de la varianza. Valores mayores a 10 indican multicolinealidad severa. En logaritmo centrado se aplicó al logaritmo del PIB per cápita antes de elevarlo al cuadrado.

El logaritmo central ajusta una variable al restarle su promedio, de forma que sus observaciones quedan expresadas en relación con la media muestral. En el presente estudio se aplicó logaritmo centrado en el PIB per cápita antes de generar su término al cuadrado, con el fin de mitigar la multicolinealidad artificial entre dichas variables.

La transformación es necesaria y útil en modelos polinómicos como el empleado al estudiar la curva de Kuznets, este modelo logra coeficientes más estables sin modificar la lógica de la teoría económica evaluada (Dalal & Zickar, 2012).

Como se muestra en la Tabla 8, la inclusión del logaritmo natural del PIB per cápita y su similar el término al cuadrado causa un problema severo de multicolinealidad, porque los valores reflejados en el VIF de dichas variables muestran umbrales superiores a 1.800 en ambos casos. Por el contrario, el cambio a logaritmo centrado muestra una disminución considerable de los valores del VIF, situándolos en parámetros adecuados para la prueba. Los resultados indican que el centrado corrigió de forma eficaz la multicolinealidad artificial entre el término lineal y cuadrático del PIB per cápita. Puesto que esto se logró sin cambiar la estructura no lineal para evaluar la relación entre el crecimiento y la desigualdad, se mantendrá vigente el uso del logaritmo central en el modelo econométrico final.

Test de raíz unitaria en datos de panel

Para comprobar la estacionariedad de las variables, se utilizaron pruebas de raíz unitaria para datos de panel. De forma inicial, se eligió la prueba IPS (Im, Pesaran y Shin) porque tiene la capacidad de detectar la presencia de raíces unitarias asumiendo la heterogeneidad entre los individuos, otorgando en este caso que cada país desarrolle su dinámica autorregresiva independiente (Im et al., 2003). Dicha característica demuestra ser pertinente para la investigación, dado que permite capturar las dinámicas heterogéneas y temporales de Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú.

De forma adicional, se implementó la prueba Fisher-ADF, el cual unifica los p-valores de pruebas Dickey-Fuller aumentadas individuales, aplicadas para cada unidad transversal. Dicho test es idóneo para diagnosticar la presencia de raíz unitaria desde un contraste del comportamiento individual o particular de cada nación, así como que tiene la capacidad de operar de forma eficiente en estructuras de paneles no balanceados (Maddala & Wu, 1999). Al usar de forma conjunta IPS y Fisher-ADF se puede contrastar la robustez de los resultados antes de tomar una decisión en la se priorice el uso de las variables en nivel o en primera diferencia.

Tabla No 9*Pruebas de raíz unitaria para variables en niveles*

Variable	IPS p-valor	Decisión	Fisher-ADF p-valor	Decisión
Gini	0.0986	No estacionaria	0.1285	No estacionaria
PIBpc centrado	0.8786	No estacionaria	0.9567	No estacionaria
PIBpc centrado²	0.9861	No estacionaria	0.9580	No estacionaria
Remesas	0.1275	No estacionaria	0.1466	No estacionaria

Nota. La hipótesis nula en las pruebas de estacionariedad establece la existencia de raíz unitaria. Al registrar un p-valor menor a 0.05 se podrá concluir estacionariedad y rechazar la hipótesis nula en caso contrario no. Las pruebas se emplearon en las variables utilizadas en la especificación final del modelo, en niveles. En todas las pruebas se utilizó un rezago; para la variable “PIBpc centrado” se incorporó tendencia por su trayectoria ascendente a lo largo del tiempo, al igual que Gini por su trayectoria en cambio descendente.

La tabla 9 muestra que en este caso todas las variables evaluadas en sus niveles originales mostraron que sus p-valores están por encima del nivel de significancia del 5%, tanto para la prueba IPS como la prueba Fisher-ADF. En consecuencia, no hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, lo que demuestra que las variables tienen un comportamiento no estacionario en niveles. Ante este escenario, se requiere examinar la dinámica de las series en primera diferencia, con el fin de luego comprobar si existe una relación de cointegración entre las variables estudiadas.

Estacionariedad de las variables en primera diferencia

Tabla No 10*Pruebas de raíz unitaria en variables con primera diferencia*

Variable	IPS p-valor	Decisión	Fisher-ADF p-valor	Decisión
D1Gini	0.0000	Estacionaria	0.000	Estacionaria
D1PIBpc centrado	0.0000	Estacionaria	0.000	Estacionaria

D1PIBpc	0.0000	Estacionaria	0.000	Estacionaria
centrado²				
D1Remesas	0.0001	Estacionaria	0.000	Estacionaria

Nota. Elaboración propia. La hipótesis nula en la prueba de raíz unitaria establece la presencia de no estacionariedad (raíz unitaria). Un p-valor < 0.05 rechaza la hipótesis nula y concluye estacionariedad. Las variables usadas fueron transformadas en primera diferencia para verificar su nueva estacionariedad.

Conforme a los resultados de la Tabla 10, se demuestra que las variables transformadas mediante primera diferencia tienen p-valores con significancia estadística, es decir, menores al 5% tanto en la prueba IPS como en la de Fisher-ADF. Por lo cual, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, lo que concluye que las variables analizadas se vuelven estacionarias en primeras diferencias. Por consiguiente, al encontrar que las variables son estacionarias en orden uno o $I(1)$, se fundamenta la posterior ejecución del análisis de cointegración para comprobar si las variables presentan una relación a largo plazo.

Prueba de cointegración

Por medio de la cointegración se evalúa si un grupo de variables que no son estacionarias presentan una relación estable a largo plazo. Esto demuestra, que a pesar de que cada país tenga una tendencia individual, pueda existir una integración lineal que provoca estacionariedad, lo que demuestra que las variables que se desplazan en un periodo de tiempo de forma conjunta y no generan estimaciones espurias. En este contexto, es crucial evaluar la cointegración para la presente investigación, dado que las variables poseían raíz unitaria y fueron clasificadas hacia un orden de integración $I(1)$, por lo cual es necesario comprobar si hay una relación de largo plazo entre las variables Gini, PIB per cápita y remesas (Engle & Granger, 1987).

Para comprobar la existencia de cointegración en el panel de datos se llevaron a cabo las pruebas de Pedroni, Kao y Westerlund (Kao, 1999; Pedroni, 1999; Westerlund, 2007), debido a que permiten modelar dinámicas temporales estables de largo en variables no estacionarias. La referencia fundamental está en el estadístico t de Dickey-Fuller aumentado, este indicador presente en las tablas arrojadas por el programa Stata tiene la propiedad de corregir problemas de posible correlación serial en los residuos.

Se consideraron dos variantes de la prueba de Pedroni (1999): con sin efectos comunes. La primera incorpora un proceso de sustracción de medias temporales (time demeaning) para mitigar el sesgo por dependencia transversal y disminuir los choques macroeconómicos y la segunda fue la especificación base.

Tabla No 11

Prueba de cointegración en panel

Prueba	Estadístico principal	P-valor	Decisión
Pedroni sin efectos comunes	Augmented Dickey-Fuller t	0.0000	Existe cointegración
Pedroni con efectos comunes	Augmented Dickey-Fuller t	0.0000	Existe cointegración
Kao	Augmented Dickey-Fuller t	0.0000	Existe cointegración
Westerlund	Variance ratio	0.0442	Existe cointegración

Nota. Elaboración propia, con valores extraídos de Stata. La hipótesis nula de las pruebas de Pedroni, Kao y Westerlund establece la no existencia de cointegración. Por tanto, p-valores inferiores a 0.05 permiten rechazar la hipótesis nula y aceptar evidencia de cointegración. Los resultados muestran cointegración en las pruebas de Pedroni, Kao y Westerlund.

Los hallazgos de la Tabla 11 demuestran que los estadísticos calculados presentan resultados significativos, validando la presencia de cointegración. En las pruebas de Pedroni, con y sin efectos comunes, así como la de Kao y finalmente la prueba de Westerlund muestran p-valores inferiores al 5% por ende, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración. En síntesis, existe evidencia de una relación a largo plazo entre el Gini, el PIB per cápita y las remesas (cointegración), a pesar de lo anterior, debido a que el periodo de análisis comprende más de treinta años para cada país, resulta necesario considerar la posible presencia de tendencias y problemas de no estacionariedad en las series. Por esta razón, los modelos se estimarán en primeras diferencias, con el propósito de trabajar con las variaciones anuales de las variables y reducir el riesgo de obtener relaciones espurias en la estimación econométrica.

Estimación inicial de modelos de datos panel

En este apartado se presentan las estimaciones iniciales mediante los modelos pooled MCO, efectos fijos y efectos aleatorios. Esta comparación permite observar el comportamiento de los coeficientes, su significancia estadística y la capacidad explicativa de cada especificación. A partir de estos resultados, posteriormente se aplican las pruebas de selección del modelo y los diagnósticos correspondientes sobre los supuestos econométricos.

Tabla No 12

Estimación inicial de los modelos de datos panel

Variable	Pooled MCO	Efectos fijos	Efectos aleatorios
D1PIBpc	-17.7428***	-18.1508***	-17.7428***
centrado			
D1PIBpc	-2.3440	-1.1105	-2.3440
centrado²			
D1Remesas	0.06207	0.0734	0.0607
Constante	0.1553	0.1631	0.1553
Observaciones	135	135	135
Países	-	4	4
R²	0.0799	-	-
R² ajustado	0.0588	-	-
R² within	-	0.0794	0.0792
R² between	-	0.2237	0.3107
R² overall	-	0.0797	0.0799
Significancia	0.012	0.0139	0.0099
global			
corr(u_i, Xb)	-	-0.0328	0 asumido
rho	-	0.0037	0.000

Nota. Elaboración propia. Valores extraídos de tablas realizadas en el programa Stata con comandos específicos básicos para cada modelo. Significancia individual: * p < .10, ** p < .05, *** p < .01.

En los resultados de la Tabla 12 en el modelo pooled MCO, se muestra un coeficiente de impacto negativo y significativo para el PIB per cápita centrado, lo que indica que mayores niveles de PIB per cápita se vinculan con una disminución en el coeficiente de Gini. No obstante, el término cuadrático muestra de igual forma un signo negativo y una significancia estadística débil, lo que pone en evidencia que en este modelo preliminar no aporta pruebas claras sobre la presencia de una relación no lineal característica de la curva de Kuznets. De igual forma, la variable remesas no posee significancia estadística, lo que demuestra, que bajo este modelo preliminar las remesas no ejercen un efecto claro sobre la desigualdad (Gini).

Pese a ello, el modelo pooled MCO está condicionado porque no incorpora explícitamente los efectos individuales de cada país, asumiendo de forma automática que los datos de panel se comportan de manera totalmente homogénea. Frente a esta limitación también se modela bajo efectos fijos para controlar las características de heterogeneidad no observada de cada país. Esta especificación controla de forma efectiva atributos históricos, institucionales, sociales y productivos que distinguen a cada economía evaluada. Este enfoque econométrico se usa con regularidad en datos de panel controlando características no observadas de cada individuo (Baltagi, 2021; Wooldridge, 2010).

En el modelo de efecto fijos, el componente lineal del PIB per cápita centrado preserva un signo negativo y significancia estadística, mientras que el término al cuadrado muestra un signo negativo sin significancia estadística. Esta combinación de signos revela un comportamiento convexo o en forma de “U”, opuesta a la curva convencional de Kuznets, mostrando que la relación inicial entre el PIB per cápita y la desigualdad es inversa, pero luego atravesando un punto de inflexión podría relacionarse con un incremento en el Gini.

Asimismo, en dicho modelo se evidencia que la variable remesas resulta positiva, pero sin significancia estadística. Esta dinámica reflejaría un destino asimétrico de las remesas las cuales según este modelo no se distribuirían de forma equitativa entre la población genera, porque al tener un coeficiente positivo en la tabla en la variable remesas indicaría, que si están aumentando el coeficiente de Gini también lo haría (lo cual es desfavorable), esto podría deberse al hecho de que si estas (remesas) se agrupan en ciertos estratos o familias causaría disparidades en la distribución del ingreso. Esto

tendría explicación bajo del concepto de Adams & Page (2005), el cual postula que las remesas internacionales pueden deteriorar la equidad de los ingresos, debido a que las remesas se concentran en hogares con una posición económica más privilegiada, profundizando las disparidades distributivas en las localidades de origen. No obstante, al no obtenerse un p-valor inferior al nivel de significancia del 5%, no existe evidencia estadística suficiente para afirmar que las remesas tengan una incidencia significativa sobre el coeficiente de Gini dentro del modelo estimado. Por tanto, aunque la variable puede ser relevante desde una perspectiva teórica o descriptiva, en este caso no muestra capacidad explicativa significativa sobre los cambios en la desigualdad.

En cuanto a la bondad de ajuste, la especificación de efectos fijos presenta un R^2 *within* de 0,0794, lo que significa que el modelo planteado logra explicar el 7,94% de la variabilidad a lo largo del tiempo a nivel interno de cada país. Por otra parte, el indicador $\text{corr}(u_i, Xb) = -0,0328$ demuestra poca correlación entre la heterogeneidad no observada y los regresores del modelo. Mientras que el coeficiente rho de 0,0037 revela que el 0,37% de la varianza del error global provienen de las diferencias intrínsecas e invariantes entre las naciones.

En contraste, el estimador de efectos aleatorios exhibe resultados muy parecidos al modelo pooled MCO, esta similitud se nota más al examinar coeficientes del PIB per cápita centrado, si variable al cuadrado y las remesas. Esto demostraría que el modelo resulta insuficiente para absorber de forma efectiva la heterogeneidad no observada propia de cada país. Finalmente, para la selección definitiva del modelo se debe respaldar mediante pruebas estadísticas formales, específicamente la prueba F de efectos fijos, el test de Breusch-Pagan y el contraste de Hausman.

Pruebas de selección de modelo

Tabla No 13

Pruebas de selección entre modelos de datos panel

Prueba	Modelos comparados	Estadístico	P-valor	Modelo preferido
F de efectos fijos	Pooled vs. efectos fijos	Test F (en la parte inferior	0.9506	Pooled MCO

		de la tabla fe)		
		P-valor		
Breusch-Pagan LM	Pooled vs. efectos aleatorios	P-valor	1	Pooled MCO
Hausman	Efectos fijos vs. aleatorios	P-valor	0.9493	Efectos aleatorios

Nota. Elaboración propia, los resultados en el programa Stata

La prueba F para efectos fijos arrojó un p-valor superior al nivel de significancia del 5%, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de efectos individuales, corroborando que el modelo pooled MCO es más adecuado que el de efectos fijos. Por otra parte, el contraste de LM de Breusch-Pagan arrojó un p-valor de 1.0000, por lo que no se rechaza la hipótesis nula, evidenciando que no se debería optar por efectos aleatorios frente a pooled MCO. Por último, el test de Hausman exhibió un p-valor de 0.9493 demostrando casi nada de significancia, por lo que se descarta efectos fijos. De acuerdo con los resultados de las pruebas de selección, el modelo pooled MCO se presenta como la especificación más apropiada. Esto se debe a que no se encontró evidencia suficiente para justificar la inclusión de efectos fijos ni efectos aleatorios. En ese sentido, al no identificarse diferencias individuales significativas entre los países que requieran modelos más complejos, la estimación econométrica se realizará mediante pooled MCO.

Verificación de supuestos del modelo seleccionado

Tabla No 14

Verificación de supuestos del modelo seleccionado (pooled MCO)

Supuesto	Prueba aplicada	Hipótesis nula	P-valor	Resultado
Multicolinealidad	VIF	No aplica, el VIF es un indicador	-	Sin Multicolinealidad severa

Heterocedasticidad	Test de White	Homocedasticidad	0.0000	Existe heteroscedasticidad
Autocorrelación	Wooldridge	No existe autocorrelación de primer orden	0.1079	No existe evidencia de autocorrelación
Normalidad	Shapiro Wilk/Shapiro-Francia	Los residuos se distribuyen normalmente	0.00000 / 0.00001	No hay normalidad
Dependencia transversal	Pesaran CD	Independencia transversal (no hay correlación cruzada)	0.6517	No existe dependencia transversal

Nota. Elaboración propia, los resultados en el programa Stata. La decisión se toma con un nivel de significancia del 5%. En las pruebas de heterocedasticidad y normalidad, un p-valor menor a 0.05 permite rechazar la hipótesis nula. En la prueba de Pesaran CD, un p-valor mayor a 0.05 indica que no existe evidencia estadística de dependencia transversa.

Según lo obtenido en los resultados de la Tabla 14, el modelo de efectos fijos descarta la presencia de multicolinealidad porque antes ya fue corregida, así mismo no presenta dependencia transversal entre países. Sin embargo, se revelan problemas de heterocedasticidad, y una distribución no normal de los residuos, porque sus p-valores son menores al 5%. Al estimar el modelo en primeras diferencias, las pruebas de selección indicaron que no era necesario incorporar efectos fijos ni efectos aleatorios, por lo que la especificación base corresponde a un modelo pooled MCO. Además, no se encontró evidencia de autocorrelación ni dependencia transversal; sin embargo, la prueba de White detectó heterocedasticidad. Por ello, se corrigieron los errores estándar mediante una especificación robusta o, de manera complementaria, mediante PCSE con la opción *hetonly*, ya que esta permite controlar la heterocedasticidad entre paneles sin asumir autocorrelación ni correlación cruzada no evidenciadas estadísticamente.

Luego de estimar el modelo en primeras diferencias, las pruebas de diagnóstico confirmaron que no se requieren efectos fijos o aleatorios, el modelo principal se

adapta a pooled MCO. Dado que los análisis no mostraron problemas de autocorrelación ni de dependencia transversal, pero sí de heterocedasticidad en el caso de la prueba de White, se aplicarán estrategias de corrección. Los errores estándar se corregirán con una especificación robusta o, de forma adicional estimaciones PCSE con la opción *hetonly*, se abordó este enfoque porque permite controlar la heterocedasticidad son manejar supuestos de autocorrelación o correlación cruzada.

Tabla No 15

Comparación entre el modelo MCO y PSCE

Variable	Pooled MCO	Pooled Robusto	PSCE hetonly
D1PIBpc centrado	-17.7428***	-17.7428***	-17.7428***
	(5.9025)	(6.7780)	(6.2792)
D1PIBpc centrado²	-2.3440	-2.3440	-2.3440
	(7.3673)	(9.6129)	(7.9319)
D1Remesas	0.0621	0.0621	0.0621
	(0.3642)	(0.6345)	(0.3906)
Constante	0.1553	0.1553	0.1553
Observaciones	135	135	135
Países	4	4	4
R²	0.0799	0.0799	0.0799
R² ajustado	0.0588	-	-
Probabilidad global	0.012	0.0002	0.0068
Corrección por heterocedasticidad	No	Sí	Sí
Corrección por autocorrelación	No	No	No
Dependencia transversal	No corregida	No corregida	No asumida
Modelo recomendado	No, incumple supuestos	Sí, valido	Alternativo

Nota. Elaboración propia, valores extraídos del programa Stata. Errores estándar entre paréntesis. * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. El modelo se estima en primeras diferencias. El modelo pooled robusto corrige heterocedasticidad mediante errores estándar robusto, mientras que el modelo PCSE *hetonly* corrige heterocedasticidad entre paneles sin asumir autocorrelación ni dependencia transversal.

Elección del modelo

Las pruebas iniciales de selección del modelo mostraron que no era necesario incluir efectos fijos ni efectos aleatorios. Por esta razón, la especificación base se definió como un modelo pooled MCO en primeras diferencias.

Posteriormente, se evaluaron los principales supuestos econométricos. Los resultados no evidenciaron problemas de autocorrelación ni dependencia transversal entre los países. No obstante, la prueba de White sí detectó heterocedasticidad, por lo que la corrección se centró únicamente en este problema. En consecuencia, no fue necesario incorporar estructuras como AR(1) o PSAR(1), ni aplicar métodos orientados a corregir correlación cruzada entre paneles.

Bajo esta premisa, el modelo pooled MCO con errores estándar robustos se considera la especificación principal. Esta alternativa se ajusta a los resultados de las pruebas realizadas y permite corregir la varianza no constante detectada en los residuos, obteniendo errores estándar y niveles de significancia más confiables.

De manera complementaria, también se estimó un modelo PCSE con la opción *hetonly*, debido a que esta alternativa corrige la heterocedasticidad entre paneles sin asumir autocorrelación ni dependencia contemporánea entre países. No obstante, dado que el modelo pooled robusto corrige directamente el problema identificado y no incorpora estructuras adicionales que no fueron respaldadas por las pruebas, se mantiene como la especificación final del análisis en primeras diferencias.

Los resultados muestran que el cambio del PIB per cápita centrado tiene una relación negativa y estadísticamente significativa con el cambio del coeficiente de Gini. Esto quiere decir que, en la dinámica de corto plazo, los aumentos del PIB per cápita tienden a asociarse con una disminución de la desigualdad. En cambio, el término cuadrático del PIB per cápita y las remesas no fueron estadísticamente significativos. Por ello, no existe evidencia suficiente para afirmar que la relación siga una forma no lineal

compatible con la Curva de Kuznets, ni que las remesas tengan un efecto significativo sobre la desigualdad dentro del modelo estimado en primeras diferencias.

Estimación del modelo final

Tabla No 16

Estimación final del modelo pooled MCO robusto

Variable	Coefficiente	P- valor	Significancia
D1PIBpc centrado	-17.743	0.010	Significativa
D1PIBpc centrado²	-2.344	0.808	No significativa
D1Remesas	0.062	0.922	No significativa
Constante	0.155	0.410	No significativa
Observaciones	135	-	-
Países	4	-	-
R²	0.0799	-	-
Probabilidad global	-	0.0002	Significativa
Corrección por heterocedasticidad	Sí	-	-
Corrección por autocorrelación	No	-	-
Dependencia transversal	No detectada	-	-
Efectos fijos por país	No	-	-

Nota: Elaboración propia, valores extraídos del programa Stata. El modelo fue estimado mediante pooled MCO en primeras diferencias con errores estándar robustos, por la existencia de heterocedasticidad. No se usaron efectos fijos, ni aleatorios ni correlación de la autocorrelación.

Interpretación del modelo final pooled MCO en primeras diferencias

La Tabla 16 muestra los resultados finales del modelo econométrico estimado mediante pooled MCO en primeras diferencias con errores estándar robustos. Esta especificación fue seleccionada porque, después de transformar las variables a primeras diferencias, las pruebas de selección no justificaron el uso de efectos fijos ni de efectos aleatorios. Asimismo, los diagnósticos del modelo no evidenciaron

autocorrelación ni dependencia transversal; sin embargo, la prueba de White sí detectó heterocedasticidad. Por ello, se aplicaron errores estándar robustos para corregir este problema y obtener resultados más confiables.

El modelo registra un R^2 de 0.0799, lo que significa que explica alrededor del 7,99% de la variación anual del coeficiente de Gini. Aunque este nivel de ajuste no es alto, la probabilidad global del modelo es de 0.0002, lo que indica que la estimación es significativa en conjunto. En otras palabras, las variables explicativas, consideradas de manera conjunta, aportan información relevante para analizar los cambios en la desigualdad.

Efecto del PIB per cápita centrado

El cambio del PIB per cápita centrado presenta un coeficiente de -17.743 y un p-valor de 0.010, lo que confirma su significancia estadística. Este resultado muestra que, manteniendo constantes las demás variables del modelo, un incremento del PIB per cápita se relaciona con una disminución en la variación del coeficiente de Gini.

Como la variable está expresada en logaritmo centrado y además en primera diferencia, su interpretación se asocia con cambios porcentuales aproximados del PIB per cápita. De esta manera, un aumento cercano al 1% en el PIB per cápita se vincula con una reducción aproximada de 0.18 puntos en el cambio del coeficiente de Gini. Por tanto, los resultados sugieren que el crecimiento económico contribuye a disminuir la desigualdad dentro de la dinámica anual del modelo.

Evaluación del término cuadrático del PIB per cápita

El término cuadrático del PIB per cápita centrado registra un coeficiente de -2.344 y un p-valor de 0.808. Como este valor supera el nivel de significancia del 5%, la variable no resulta estadísticamente significativa. Esto indica que, en el modelo estimado en primeras diferencias, no hay evidencia suficiente para sostener que la relación entre el PIB per cápita y la desigualdad tenga un comportamiento no lineal sólido.

Este resultado es importante para evaluar la Curva de Kuznets, ya que esta teoría plantea una relación no lineal entre crecimiento económico y desigualdad. Sin embargo, al no ser significativo el término cuadrático, no es posible confirmar

empíricamente que los países de la Comunidad Andina hayan seguido una trayectoria compatible con dicha curva durante el periodo analizado.

Efecto de las remesas sobre la desigualdad

La variable remesas presenta un coeficiente de 0.062 y un p-valor de 0.922. Aunque el coeficiente tiene signo positivo, este resultado no es estadísticamente significativo. Por ello, no existe evidencia suficiente para afirmar que los cambios en las remesas, medidas como porcentaje del PIB, tengan una influencia significativa sobre los cambios en el coeficiente de Gini.

Este resultado indica que, dentro del modelo estimado en primeras diferencias, las remesas no muestran un efecto claro sobre la evolución anual de la desigualdad. Por esta razón, su relación con el coeficiente de Gini debe analizarse con cautela, ya que el efecto estimado no alcanza el nivel de significancia estadística necesario.

Conclusión del modelo final

En total, los resultados de la Tabla 16 muestran que el cambio del PIB per cápita centrado tiene un efecto negativo y significativo sobre el cambio del coeficiente de Gini. Esto permite señalar que, en la dinámica anual del modelo, el crecimiento económico se asocia con una reducción de la desigualdad.

Sin embargo, el término cuadrático del PIB per cápita no resulta significativo, por lo que no se confirma la existencia de una relación no lineal compatible con la Curva de Kuznets. De igual manera, las remesas no presentan significancia estadística, por lo que no se puede afirmar que tengan un efecto relevante sobre la desigualdad en esta especificación. Por tanto, el modelo final respalda principalmente una relación negativa entre crecimiento económico y desigualdad, pero no confirma una trayectoria no lineal de Kuznets ni un efecto significativo de las remesas.

Evaluación para verificar estadísticamente la existencia de la curva de Kuznets en los países analizados

Tabla No 17

Evaluación de la relación no lineal entre el PIB per cápita y desigualdad

Criterio	Resultado esperado para Kuznets	Resultado Obtenido	Interpretación
Signo de D1PIBpc centrado	Positivo	-17.743	No coincide
Signo de D1PIBpc centrado²	Negativo	-2.344	Coincide con el signo, pero no es significativo
Significancia de D1PIBpc centrado	$p < 0.05$	0.010	Significativo
Significancia D1PIBpc centrado²	$p < 0.05$	0.808	No significativo
Prueba conjunta (obtenida después del modelo)	$p < 0.05$	0.0001	Los términos del PIB son conjuntamente significativos
Forma funcional	U invertida	Coefficientes negativos en ambos términos	Relación decreciente cóncava; no compatible con Kuznets
Conclusión	Confirmar Kuznets	El término lineal es significativo,	No se confirma la hipótesis de

	pero el término cuadrático no lo es	Kuznets en los países analizados.
--	-------------------------------------	-----------------------------------

Nota. Elaboración propia con valores extraídos de Stata. El modelo fue estimado en primeras diferencias mediante pooled MCO con errores estándar robustos. La corrección robusta se aplicó debido a la presencia de heterocedasticidad detectada mediante la prueba de White. No se incorporaron efectos fijos, efectos aleatorios ni correcciones por autocorrelación, debido a que las pruebas aplicadas no evidenciaron dichos problemas. Significancia individual: * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$.

Los hallazgos confirman que la especificación no lineal del PIB per cápita centrado tiene un impacto negativo y significativo sobre la desigualdad, pero su término cuadrático de igual forma presenta un signo negativo, pero no posee significancia estadística. Aunque los términos del PIB son significativos de forma conjunta, no refleja una prueba concluyente de la presencia de la curva de Kuznets. La casi nula significancia estadística del componente cuadrático del PIB niega la presencia de la relación no lineal en forma de “U” invertida que indica la teoría. Asimismo, los signos calculados contradicen la forma tradicional de U invertida, la cual necesita de un término lineal positivo y uno cuadrático negativo. En consecuencia, no se encuentra evidencia empírica que valide la hipótesis de Kuznets para los países analizados.

Síntesis de los resultados

Tabla No 18

Resumen de decisiones econométricas del modelo final en primeras diferencias

Etapas	Resultado	Decisión metodológica
Raíz unitaria	Las variables no son estacionarias en niveles, pero sí en primera diferencia	Trabajar con variables en primeras diferencias
Cointegración	Existe cointegración entre las variables	Se reconoce la relación de largo plazo, pero se prioriza la estimación en primeras diferencias por estacionariedad

Transformación de variables	Las variables fueron transformadas a D1	Estimar el modelo con cambios anuales de las variables
Multicolinealidad	El VIF fue corregido mediante logaritmo centrado	Mantener PIBpc centrado y PIBpc centrado ² en primeras diferencias
Selección entre pooled y efectos fijos	La prueba F no evidencia efectos individuales significativos	No usar efectos fijos
Selección entre pooled y efectos aleatorios	La prueba Breusch-Pagan LM no evidencia efectos aleatorios	No usar efectos aleatorios
Modelo base	Las pruebas favorecen pooled MCO	Estimar modelo pooled MCO en primeras diferencias
Heterocedasticidad	La prueba de White detecta heterocedasticidad	Corregir con errores estándar robustos
Autocorrelación	La prueba de Wooldridge no detecta autocorrelación	No incorporar AR(1) ni PSAR(1)
Dependencia transversal	No se detecta correlación cruzada entre países	No aplicar correcciones por dependencia transversal
Modelo alternativo	PCSE con opción hetonly corrige heterocedasticidad entre paneles	Usarlo como contraste o especificación complementaria
Modelo final	Pooled MCO en primeras diferencias con errores estándar robustos	Interpretar resultados finales del modelo corregido

Nota. Elaboración propia con resultados obtenidos en Stata.

En la tabla 18 se detallan las decisiones del modelo definitivo y sus bases econométricas. En primera instancia, las pruebas de raíz unitaria demostraron que las series son no estacionarias en primer nivel, sino en sus primeras diferencias.

De igual manera, la multicolinealidad se controló mediante el uso del logaritmo centrado del PIB per cápita y su término cuadrático, los cuales posteriormente fueron transformados a primeras diferencias. Con esta nueva especificación, las pruebas de selección mostraron que no era necesario incluir efectos fijos ni efectos aleatorios, por lo que el modelo base se definió como pooled MCO. Además, los diagnósticos no evidenciaron autocorrelación ni dependencia transversal; sin embargo, la prueba de White sí mostró presencia de heterocedasticidad. Por esta razón, el modelo final se estimó con errores estándar robustos, corrigiendo la varianza no constante sin añadir estructuras adicionales que no fueron respaldadas por las pruebas. De esta forma, la especificación permite analizar cómo los cambios del PIB per cápita y de las remesas se relacionan con la evolución de la desigualdad en los países de la Comunidad Andina.

Comparación entre el modelo con datos balanceados por medio de regresión polinómica al cuadrado y el modelo con datos incompletos

Para comprobar la estabilidad de los resultados, se comparó el modelo pooled MCO robusto estimado con datos desbalanceados frente a un modelo alternativo en el que los valores faltantes del coeficiente de Gini fueron completados mediante regresión polinómica al cuadrado. Este método permite aproximar los datos ausentes siguiendo la tendencia no lineal de la serie. Cabe mencionar que los datos faltantes correspondían únicamente al coeficiente de Gini, por lo que las variables explicativas se mantuvieron sin imputaciones.

Tabla No 19

Comparación del modelo pooled MCO robusto con datos desbalanceados y datos completados mediante regresión polinómica de grado 2

Variable / Indicador	Datos desbalanceados, robusto	Datos completados con regresión polinómica, robusto	Coincidencia en la decisión
D1PIBpc centrado	-19.2649***	-17.7428**	Significativa en ambos modelos
p-valor	0.000	0.010	Se rechaza H0
D1PIBpc centrado²	4.4882	-2.3440	No significativa en ambos modelos
p-valor	0.485	0.808	No se rechaza H0
D1RemesasPIB	0.7364	0.0621	No significativa en ambos modelos
p-valor	0.247	0.922	No se rechaza H0
Constante	0.0294	0.1553	No significativa en ambos modelos
p-valor	0.869	0.410	No se rechaza H0
Observaciones	95	135	Difieren por tratamiento de datos faltantes
R²	0.2276	0.0799	Cambia el ajuste del modelo
Probabilidad global	0.0002	0.0002	Ambos modelos son globalmente significativos
Corrección por heterocedasticidad	Sí	Sí	Ambos usan errores robustos
Modelo estimado	Pooled MCO robusto	Pooled MCO robusto	Especificación comparable

Nota. Elaboración propia con base en resultados obtenidos en Stata. Los modelos fueron estimados en primeras diferencias y con errores estándar robustos debido a la presencia de heterocedasticidad. * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. Aunque los coeficientes y el R^2 cambian entre modelos por el distinto tratamiento de los datos faltantes, la conclusión estadística principal se mantiene: el PIB per cápita centrado es significativo, mientras que el término cuadrático del PIB per cápita, las remesas y la constante no resultan significativos.

La Tabla 19 permite observar que los coeficientes no son exactamente iguales entre el modelo estimado con datos desbalanceados y el modelo donde los valores faltantes del coeficiente de Gini fueron completados mediante regresión polinómica de grado 2. Esta diferencia es esperable, ya que el número de observaciones cambia de 95 a 135 y, además, la estimación de los datos faltantes modifica parcialmente el comportamiento de la variable dependiente. A pesar de ello, cuando ambos modelos se corrigen por heterocedasticidad mediante errores estándar robustos, la conclusión principal se mantiene: el cambio del PIB per cápita centrado conserva signo negativo y resulta significativo, mientras que el término cuadrático del PIB per cápita y las remesas no presentan significancia estadística.

En este sentido, aunque existen diferencias en la magnitud de los coeficientes y en el valor del R^2 , los resultados son consistentes en términos de significancia. El mayor R^2 del modelo con datos desbalanceados no implica necesariamente que sea superior, sino que puede estar relacionado con el menor número de observaciones y con una estructura distinta de la muestra. Por tanto, la comparación entre ambos modelos muestra que el tratamiento de los datos faltantes no cambia la conclusión central del análisis: no existe evidencia estadística suficiente para afirmar que las remesas o el componente cuadrático del PIB per cápita expliquen significativamente los cambios en el coeficiente de Gini.

El modelo que se interpreta en la presente investigación es aquel estimado con regresión polinómica de segundo grado.

4.2 Verificación de la hipótesis

En este apartado se verifica la hipótesis de investigación tomando como base los resultados del modelo econométrico final. Debido a que las variables no fueron estacionarias en niveles, se trabajó con primeras diferencias, lo que permite analizar

cómo los cambios anuales del coeficiente de Gini se relacionan con las variaciones del PIB per cápita y de las remesas en los países de la Comunidad Andina.

Hipótesis

Hipótesis nula, H0: El crecimiento económico y las remesas no se relacionan significativamente con la evolución de la desigualdad de ingresos en los países de la CAN. Además, no existe evidencia de una relación no lineal entre PIB per cápita y desigualdad que siga la trayectoria propuesta por la teoría de la curva de Kuznets.

Hipótesis alternativa, H1: El crecimiento económico y las remesas se relacionan significativamente con la evolución de la desigualdad de ingresos en los países de la CAN. Además, el PIB per cápita puede presentar una relación no lineal con la desigualdad, siguiendo la trayectoria propuesta por la teoría a la curva de Kuznets.

Modelo matemático (pooled MCO)

$$D1Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 D1PIBpc_lnc_{it} + \beta_2 D1PIBpc_lnc2_{it} + \beta_3 D1Remesas_{it} + \mu_{it}$$

Donde:

$D1Gini_{it}$: representa el cambio anual del coeficiente de Gini (en primeras diferencias)

$D1PIBpc_lnc_{it}$: representa el cambio del PIB per cápita en logaritmo centrado (en primeras diferencias)

$\beta_2 D1PIBpc_lnc2_{it}$: representa el cambio del término cuadrático del PIB per cápita (en primeras diferencias)

$\beta_3 D1Remesas_{it}$: representa el cambio de las remesas (en primeras diferencias)

μ_{it} : representa el término de error del modelo

Para lograr probar la curva de Kuznets, se espera que el coeficiente del PIB per cápita sea positivo y que el coeficiente de PIB per cápita cuadrático sea negativo y con significancia estadística. Es decir, la forma clásica de Kuznets $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$, lo que

representaría la relación en forma de U invertida entre el crecimiento económico y desigualdad.

Regla de decisión

Para este contraste se utilizará la regla de decisión basada en el p-valor de cada estimador. Si en el estimador el p-valor resulta ser menor a 0.05, se rechaza la hipótesis nula y se considera a dicha variable significativa. Si el p-valor es mayor o igual a 0.05, no se rechaza la hipótesis nula, por ende, la variable no tiene evidencia para ser considerada significativa.

En la curva de Kuznets, no solamente basta con que el PIB per cápita sea significativo. Es imprescindible que el termino lineal y el termino cuadrático de dicha variable sean significativos y que los signos de sus coeficientes sean compatibles con la U invertida. Por lo cual, la curva de Kuznets se comprueba únicamente si β_1 , es positivo, β_2 es negativo y ambos coeficientes resultan ser significativos.

Tabla No 20

Regla de decisión para verificar la hipótesis

Criterio	Regla de decisión	Interpretación
Significancia individual	p-valor < 0.05	La variable es estadísticamente significativa
Significancia individual	p-valor $\geq$ 0.05	La variable no es estadísticamente significativa
Significancia global	Prb. F. < 0.05	El modelo es significativo en conjunto
Curva de Kuznets	$\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$ y ambos significativos	Se confirma la forma de U invertida
Curva de Kuznets	β_2 no significativo	No se confirma una relación no lineal robusta

Nota. La verificación de la Curva de Kuznets se realiza únicamente con el PIB per cápita y su término cuadrático. Las remesas se incluyen como variable explicativa adicional, pero no forman parte de la estructura matemática de la curva.

Verificación empírica de la hipótesis

La estimación final fue realizada mediante el modelo pooled MCO en primeras diferencias con errores estándar robustos. La presente especificación fue seleccionada debido a que, al usar primeras diferencias en las variables, las pruebas de selección no arrojan valores que evidencien el poder usar efectos fijos o aleatorios. Asimismo, no se observó la presencia de autocorrelación ni dependencia transversal; a pesar de esto, la prueba de White detectó heteroscedasticidad, por lo que se la corrigió mediante especificación robusta.

En el modelo estimado, el coeficiente del PIB per cápita centrado es negativo y significativo, mientras que su término cuadrático también muestra signo negativo, pero no tiene significancia estadística. Dicho resultado no tiene las condiciones necesarias para confirmar una curva de Kuznets tradicional, porque el término cuadrático no indica significancia estadística y, por tanto, no hay evidencia suficiente de curvatura.

Tabla No 21

Verificación estadística de la hipótesis de investigación

Variable	Coeficiente	p- valor	Resultado	Decisión
D1PIBpc_inc	-17.743	0.010	Significativa	Se rechaza H_0 para esta variable
D1PIBpc2_inc	-2.344	0.808	No significativa	No se confirma relación no lineal
D1RemesasPIB	0.062	0.922	No significativa	No se rechaza H_0 para remesas
Constante	0.155	0.410	No significativa	Sin efecto relevante
R²	0.0799	-	-	Capacidad explicativa moderada-baja
Probabilidad global	-	0.0002	Significativa	El modelo es significativo en conjunto
Observaciones	135	-		Modelo estimado en primeras diferencias

Países	4	-	-	Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú
---------------	---	---	---	--------------------------------------

Nota. La variable dependiente corresponde al cambio anual del coeficiente de Gini. Los coeficientes fueron estimados mediante pooled MCO en primeras diferencias con errores estándar robustos. El uso de primeras diferencias redujo el número de observaciones debido a la pérdida del primer periodo de cada país.

Los resultados muestran que la hipótesis se cumple parcialmente, ya que el PIB per cápita sí influye significativamente en el coeficiente de Gini. Sin embargo, las remesas no presentan significancia estadística, por lo que no se puede afirmar que influyan en la desigualdad dentro del modelo estimado.

Evaluación específica de la curva de Kuznets

Tabla No 22

Evaluación de la relación no lineal entre PIB per cápita y desigualdad

Criterio	Resultado esperado para Kuznets	Resultado obtenido	Decisión
Signo de β_1, D1PIBpc_inc	Positivo	Negativo	No coincide con Kuznets
Signo de β_2, D2PIBpc2_inc	Negativo	Negativo	Coincide parcialmente
Significancia de β_1	$p < 0.05$	$p = 0.010$	Significativo
Significancia de β_2	$p < 0.05$	$p = 0.808$	No significativo
Forma esperada	U invertida	No robusta	No se confirma
Conclusión	Confirmación de Kuznets	Evidencia insuficiente	No se confirma la Curva de Kuznets

Nota. La Curva de Kuznets requiere que el término lineal y el término cuadrático del PIB per cápita sean estadísticamente significativos y presenten signos compatibles con una U invertida. En este caso, el término cuadrático no es significativo, por lo que la evidencia no permite confirmar dicha trayectoria.

La Curva de Kuznets no se confirma estadísticamente, debido a que el término cuadrático del PIB per cápita no resulta significativo. Por tanto, aunque el PIB per cápita sí se relaciona con la desigualdad, no existe evidencia suficiente para afirmar que dicha relación siga una trayectoria no lineal en forma de U invertida.

Conclusión general de la hipótesis planteada

Los resultados obtenidos permiten aceptar la hipótesis alternativa de manera parcial. El crecimiento económico, representado por el cambio del PIB per cápita centrado, muestra una relación negativa y estadísticamente significativa con el cambio del coeficiente de Gini. Esto significa que, dentro de la dinámica anual del modelo, los aumentos del PIB per cápita se asocian con una disminución de la desigualdad en los países analizados.

Sin embargo, las remesas no resultaron estadísticamente significativas, por lo que no existe evidencia suficiente para afirmar que tengan un efecto relevante sobre la desigualdad en esta especificación. De igual manera, el término cuadrático del PIB per cápita tampoco fue significativo, lo cual impide confirmar que la relación entre crecimiento económico y desigualdad siga la trayectoria no lineal planteada por la Curva de Kuznets.

En consecuencia, la hipótesis general se valida solo parcialmente. Se confirma que el crecimiento económico mantiene una relación significativa con la desigualdad, pero no se comprueba la influencia estadística de las remesas ni la existencia de una Curva de Kuznets para los países de la Comunidad Andina durante el periodo estudiado.

CAPÍTULO V

CONCLUSIONES

5.1 Conclusiones

La investigación tuvo como finalidad estudiar la relación entre el crecimiento económico, las remesas y la desigualdad de ingresos en los países de la Comunidad Andina durante el periodo 1990-2024. Para ello, se tomó como referencia la Curva de Kuznets, junto con los enfoques teóricos vinculados al crecimiento económico y a la distribución del ingreso. A partir de los resultados obtenidos en los tres objetivos planteados, se evidencia que la relación entre estas variables no se comporta de la misma manera en Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú. Cada país presenta una dinámica particular en cuanto a sus niveles de desigualdad, su trayectoria de crecimiento económico y la importancia que tienen las remesas dentro de su economía.

Respecto al primer objetivo, orientado a describir la evolución histórica del coeficiente de Gini, el PIB per cápita y las remesas, los resultados muestran que la desigualdad tendió a disminuir en la mayoría de los países de la CAN durante el periodo analizado. No obstante, esta reducción no ocurrió con la misma intensidad ni al mismo ritmo en todos los casos. Colombia registró el promedio más alto del coeficiente de Gini, con una media de 53,954, lo que permite identificarlo como el país con mayores niveles relativos de desigualdad dentro del grupo estudiado. En contraste, Perú presentó el promedio más bajo, con una media de 47,517, lo que refleja una menor concentración relativa del ingreso frente a los demás países. Bolivia, por su parte, mostró la mayor variabilidad en el Gini, con una desviación estándar de 6,042 y un rango de 20,7 puntos, lo que indica cambios importantes en sus niveles de desigualdad a lo largo del tiempo. Colombia, aunque mantuvo altos niveles de desigualdad, presentó una menor dispersión, lo que evidencia una trayectoria más estable.

En cuanto al PIB per cápita, tanto las estadísticas descriptivas como los gráficos muestran una tendencia creciente en los cuatro países entre 1990 y 2024. Esto indica que Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú experimentaron un proceso de crecimiento económico de largo plazo. Sin embargo, este crecimiento no fue igual para todos. Colombia y Ecuador alcanzaron niveles promedio más altos de PIB per cápita,

mientras que Bolivia se mantuvo en niveles más bajos. Perú, aunque inició con valores inferiores a los de Colombia y Ecuador, mostró un crecimiento importante, especialmente desde inicios de los años 2000. A pesar de esta tendencia general positiva, también se observaron periodos de caída o desaceleración, asociados posiblemente a crisis económicas, choques externos o momentos de inestabilidad. Por ello, el crecimiento económico de la región no puede considerarse totalmente uniforme ni lineal.

En relación con las remesas como porcentaje del PIB, los resultados evidencian que Ecuador y Bolivia fueron los países donde estos flujos tuvieron mayor relevancia económica. Ecuador presentó la media más alta, con 3,60% del PIB, e incluso alcanzó valores superiores al 7%, lo que muestra la importancia de las remesas dentro de su estructura económica. Bolivia también registró una participación considerable, aunque con mayor variabilidad a lo largo del periodo. En cambio, Colombia y Perú mostraron niveles más bajos y relativamente más estables, con medias de 1,787% y 1,407% del PIB, respectivamente. En este sentido, se concluye que las remesas tuvieron un peso diferenciado dentro de la CAN, siendo más relevantes en Ecuador y Bolivia, y más moderadas en Colombia y Perú.

En cuanto al segundo objetivo, relacionado con la verificación gráfica de la posible trayectoria de la Curva de Kuznets, los resultados no permiten confirmar de manera uniforme la presencia de una U invertida en los países de la Comunidad Andina. En el gráfico conjunto, la relación entre el PIB per cápita y el coeficiente de Gini muestra una tendencia principalmente descendente, sobre todo en los niveles medios y altos de ingreso per cápita. Esto sugiere que, en términos generales, mayores niveles de PIB per cápita se relacionan con menores niveles de desigualdad. Sin embargo, no se observa claramente una fase inicial en la que la desigualdad aumente de forma marcada antes de empezar a disminuir, como lo plantea la Curva de Kuznets tradicional.

El análisis individual por país permite observar diferencias importantes. Bolivia es el caso que más se aproxima visualmente a una trayectoria de U invertida, ya que en los niveles iniciales de PIB per cápita la desigualdad aumenta y luego disminuye de manera más marcada conforme crece el ingreso per cápita. En Colombia, la relación se mantiene más estable y con una leve pendiente negativa, por lo que no se evidencia una Curva de Kuznets clara. Ecuador muestra una relación negativa más definida,

donde el aumento del PIB per cápita se asocia con una reducción continua del coeficiente de Gini. Perú también presenta una trayectoria descendente, especialmente en los niveles más altos de ingreso. En conjunto, la evidencia gráfica sugiere que la Curva de Kuznets no se presenta de forma homogénea en la CAN. Más bien, Colombia, Ecuador y Perú parecen ubicarse principalmente en un tramo descendente de la relación entre crecimiento económico y desigualdad.

Respecto al tercer objetivo, enfocado en la estimación econométrica de la relación entre crecimiento económico, remesas y desigualdad, con imputación de los datos faltantes para la variable coeficiente de Gini por medio de una regresión Polinómica de segundo grado, los resultados finales se obtuvieron mediante un modelo pooled MCO en primeras diferencias con errores estándar robustos. Esta especificación fue utilizada debido a que las variables no fueron estacionarias en niveles, por lo que se trabajó con primeras diferencias para evitar posibles relaciones espurias. Además, las pruebas de selección del modelo no justificaron el uso de efectos fijos ni efectos aleatorios bajo esta nueva especificación. De igual manera, los diagnósticos no mostraron autocorrelación ni dependencia transversal; sin embargo, la prueba de White evidenció heterocedasticidad. Por esta razón, se corrigieron los errores estándar mediante una estimación robusta.

Los resultados econométricos indican que el cambio del PIB per cápita centrado tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre el cambio del coeficiente de Gini. Con un coeficiente de -17,743 y un p-valor de 0,010, se concluye que el crecimiento económico sí mantiene una relación significativa con la evolución de la desigualdad. En términos interpretativos, un incremento aproximado del 1% en el PIB per cápita se asocia con una reducción cercana a 0,18 puntos en la variación del coeficiente de Gini. Esto sugiere que, dentro de la dinámica anual del modelo, el crecimiento económico se vincula con una disminución de la desigualdad en los países analizados.

Sin embargo, el término cuadrático del PIB per cápita no resultó estadísticamente significativo, ya que presentó un p-valor de 0,808. Este resultado impide confirmar una relación no lineal sólida entre crecimiento económico y desigualdad. Por tanto, aunque el PIB per cápita sí tiene una relación significativa con el coeficiente de Gini, no existe evidencia suficiente para validar estadísticamente la Curva de Kuznets en los

países de la Comunidad Andina durante el periodo estudiado. El punto de giro estimado, equivalente a -3.785, debe interpretarse únicamente como una referencia matemática y no como un umbral válido de Kuznets, debido a que el término cuadrático no presenta significancia estadística.

En cuanto a las remesas, el modelo final muestra que esta variable no fue estadísticamente significativa. Aunque el coeficiente obtenido fue positivo, el p-valor de 0,922 no permite afirmar que los cambios en las remesas como porcentaje del PIB tengan un efecto relevante sobre los cambios en la desigualdad. Por ello, a diferencia de lo planteado inicialmente, no se encontró evidencia suficiente para sostener que las remesas incidan significativamente en la evolución anual del coeficiente de Gini dentro del modelo estimado en primeras diferencias.

En cuanto a la comparación entre el modelo sin imputaciones y el modelo con datos completados mediante regresión polinómica de segundo grado, se observa que los coeficientes no presentan exactamente los mismos valores. Sin embargo, ambos modelos mantienen una decisión estadística similar, ya que las variables con p-valores superiores a 0.05 no resultan significativas en ninguno de los casos. Por ello, el tratamiento aplicado a los datos faltantes no modifica las conclusiones principales del modelo.

En síntesis, la hipótesis general de la investigación se acepta de manera parcial. Se confirma que el crecimiento económico, medido mediante el PIB per cápita, se relaciona significativamente con la desigualdad de ingresos. No obstante, no se confirma la significancia estadística de las remesas ni la trayectoria no lineal propuesta por la Curva de Kuznets. En consecuencia, los resultados permiten afirmar que el crecimiento económico ayuda a explicar la reducción de la desigualdad en la CAN, pero no bajo una forma clara de U invertida. Además, las diferencias observadas entre países muestran que la desigualdad no depende únicamente del crecimiento económico, sino también de factores estructurales, institucionales, sociales y distributivos propios de cada economía.

5.2 Limitaciones del estudio

Una de las principales limitaciones del estudio se relaciona con la disponibilidad de datos. El periodo de análisis inicia en 1990, lo que puede restringir la evaluación completa de la Curva de Kuznets, ya que esta teoría plantea una trayectoria de largo plazo que pudo haber empezado antes del periodo observado. En este sentido, para países como Colombia y Ecuador, la falta de información anterior a 1990 limita la posibilidad de comprobar si existió una etapa previa en la que la desigualdad aumentó antes de llegar al tramo descendente que se observa en los gráficos.

Otra limitación importante es el tamaño del panel, conformado únicamente por cuatro países. Si bien esto permite enfocar el análisis en la Comunidad Andina, también reduce la variabilidad transversal y limita la posibilidad de generalizar los resultados al conjunto de América Latina. Además, al trabajar con información agregada a nivel nacional, no se captan las diferencias internas entre regiones, hogares o grupos de ingreso, lo cual resulta especialmente relevante para estudiar la distribución de las remesas.

Asimismo, al estimar el modelo final en primeras diferencias, la interpretación se concentra en los cambios anuales de las variables y no directamente en sus niveles de largo plazo. Esta decisión permite reducir problemas de no estacionariedad, pero también puede limitar la capacidad del modelo para captar relaciones estructurales más amplias. Finalmente, la medición del coeficiente de Gini puede estar influenciada por diferencias metodológicas entre fuentes, años y países, lo cual representa una limitación frecuente en estudios comparativos sobre desigualdad.

5.3. Futuras temáticas de investigación

Para futuras investigaciones, sería conveniente ampliar el periodo de análisis e incorporar datos anteriores a 1990, siempre que se encuentren fuentes confiables y comparables. Esto permitiría evaluar con mayor precisión si los países de la CAN atravesaron una etapa previa de aumento de la desigualdad, especialmente en aquellos casos donde la curva parece inexistente o donde solo se observa un tramo descendente.

También sería útil extender el análisis a otros países de América Latina, con el fin de comparar si la relación entre crecimiento económico, remesas y desigualdad presenta comportamientos similares o diferentes fuera de la Comunidad Andina. Además, futuras investigaciones podrían incorporar variables adicionales como educación, gasto social, informalidad laboral, apertura comercial, estructura tributaria, pobreza, empleo y calidad institucional, ya que estos factores podrían explicar con mayor profundidad los cambios en la desigualdad.

Otra línea de investigación relevante sería analizar las remesas a partir de microdatos de hogares, debido a que el análisis agregado no permite conocer qué grupos sociales reciben estos recursos ni cómo se distribuyen dentro de cada país. Finalmente, sería pertinente aplicar modelos econométricos alternativos, como modelos de corrección de errores, panel dinámico o análisis con rupturas estructurales, para profundizar en la relación de corto y largo plazo entre crecimiento económico y desigualdad.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2012). *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty* (1st ed.). Crown Bussines.
- Acosta, P. A., Lartey, E. K. K., & Mandelman, F. S. (2009). Remmitances and Dutch disease. *Journal of International Economics*, 79(1), 102–116.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2009.06.007>
- Acosta, P., Calderón, C., Fajnzylber, P., & Lopez, H. (2008). What is the Impact of International Remittances on Poverty and Inequality in Latin America? *World Development*, 36(1), 89–114. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2007.02.016>
- Acuña Ascencio, E. V., Susana Sarvia, C. A., & Mougenot, B. (2025). Desigualdad del ingreso y crecimiento económico en Perú. *Revista Latinoamericana de Economía*, 56(221), 167–187.
<https://doi.org/10.22201/ieec.20078951e.2025.221.70275>
- Adams, R. H., & Page, J. (2005). Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries? *World Development*, 33(10), 1645–1669.
<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.05.004>
- Aghion, P., & Howitt, P. (2009). *The economics of growth*. MIT Press.
<http://digamo.free.fr/aghionh9.pdf>
- Ahluwalia, M. S. (1976). Inequality, poverty and development. *Journal of Development Economics*, 3(4), 307–342. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(76\)90027-4](https://doi.org/10.1016/0304-3878(76)90027-4)
- Alarco Tosoni, G., & Castillo García, C. (2021). Índice de desigualdad y crecimiento económico en América Latina. *Investigación Económica*, 79(314), 106–134.
<https://doi.org/10.22201/FE.01851667P.2020.314.76350>
- Alejo, J. (2012). *Relación de Kuznets en América Latina. Explorando más allá de la media condicional* [Maestría en Economía, Universidad Nacional de La Plata].
<https://hdl.handle.net/10419/127639>
- Allard, A., Takman, J., Uddin, G. S., & Ahmed, A. (2018). The N-shaped environmental Kuznets curve: an empirical evaluation using a panel quantile

- regression approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(6), 5848–5861. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-0907-0>
- Altamirano Rúa, T. (2009). *Migración remesas y desarrollo en tiempos de crisis*. Pontificia Universidad Católica del Perú. CISEPA.
https://www.flacsoandes.edu.ec/web/imagesFTP/12069.migracion_remesas_y_desarrollo_teoﬁlo_altamirano.pdf
- Alvaredo, F., Atkinson, A. B., Piketty, T., & Saez, E. (2013). The top 1 percent in international and historical perspective. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 3–20. <https://doi.org/10.1257/jep.27.3.3>
- Amarante, V., Lustig, N., & Vigorito, A. (2023). *El desafío de la desigualdad de ingresos en América Latina*. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/69118-desafio-la-desigualdad-ingresos-america-latina>
- Andersen, L. E., & Faris, R. (2002). Natural Gas and Income Distribution in Bolivia. In *Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC*.
http://www.iisec.ucb.edu.bo/assets_iisec/publicacion/2002-1.pdf
- Andrade Herrera, C., & Correa-Quezada, R. (2023). Determinantes de los Flujos de Remesas en el Ecuador, Desde una Perspectiva Territorial. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 63(63), 75–91. <https://www.review-rper.com/index.php/rper/article/download/159/457/1502>
- Arango T., L. E., & Posada P., C. E. (2001). El desempleo en Colombia. *Coyuntura Social*, (24), 77–104. <https://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra176.pdf>
- Ayaviri Nina, D., Medina Guitiérrez, J. Z., & Quishpe Fernandez, G. (2018). Análisis de la desigualdad y crecimiento económico en la Comunidad Andina. *Revista ESPACIOS*, 39(33), 1–12.
<https://www.revistaespacios.com/a18v39n33/a18v39n33p11.pdf>
- Azizi, S. (2019). The impacts of workers’ remittances on poverty and inequality in developing countries. *Empirical Economics*, 60(2), 969–991.
<https://doi.org/10.1007/s00181-019-01764-8>

- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data* (6th ed.). Springer Cham.
<https://doi.org/https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5>
- Banco Mundial. (2024). *Tendencias recientes de pobreza y desigualdad América Latina y el Caribe Octubre 2024*.
<https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/099101724185031291>
- Barajas, A., Chami, R., Fullenkamp, C., Gapen, M., & Montiel, P. (2009). *Do Worker's Remittances Promote Economic Growth?* (IMF Working Paper).
<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp09153.pdf>
- Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5, 5–32. <https://doi.org/10.1023/A:1009850119329>
- Barro, R. J. (2008). *Inequality and Growth Revisited* (11; Working Paper Series on Regional Economic Integration No. 11).
<https://www.econstor.eu/handle/10419/109529>
- Baymul, C., & Sen, K. (2020). Was Kuznets Right? New Evidence on the Relationship between Structural Transformation and Inequality. *Journal of Development Studies*, 56(9), 1643–1662.
<https://doi.org/10.1080/00220388.2019.1702161>
- Beckerman, P. (2001). *Dollarization and Semi-Dollarization in Ecuador* (2643).
<https://documents1.worldbank.org/curated/en/940971468746637984/pdf/multi0page.pdf>
- Bernal, C. A. (2010). *Metodología de la investigación administración, economía, humanidades y ciencias sociales* (O. Fernández, Ed.; 3rd ed., Vol. 1). Pearson.
chrome-extension://efaidnbmninnibpcajpcglclefindmkaj/<https://abacoenred.org/wp-content/uploads/2019/02/El-proyecto-de-investigaci%C3%B3n-F.G.-Arias-2012-pdf.pdf>
- Borja, K., & Hall, D. J. (2018). Remittances, Institutions, and Inequality in Developing Countries. *Journal for the Advancement of Developing Economies*, 7(1). <https://doi.org/10.32873/unl.dc.jade7.1.3>

- Brueckner, M., & Lederman, D. (2018). Inequality and economic growth: the role of initial income. *Journal of Economic Growth*, 23, 341–366.
<https://doi.org/10.1007/s10887-018-9156-4>
- Busso, M., & Messina, J. (2020). *La crisis de la desigualdad América Latina y el Caribe en la encrucijada* (M. Busso & Messina Julián, Eds.). Banco Interamericano de Desarrollo.
<https://doi.org/http://dx.doi.org/10.18235/0002629>
- Bussolo, M., Martínez Peria, M. S., Calderón, C., Mascaró, Y., Nielsen, M. E., Acosta, P., López, J. H., Özden, Ç., Niimi, Y., Molina, L., Moizeszowicz, F., Salinas, E., Fajnzylber, P., Guadamillas, M., Cirasino, M., & Olinto, P. (2008). *Remittances and Development Lessons from Latin America* (P. Fajnzylber & J. H. López, Eds.; 1st ed.). Banco Mundial.
<https://publications.iadb.org/en/remittances-and-development-lessons-latin-america>
- Cáceres, N., & Urbina, D. A. (2023). Determinantes de la desigualdad en la Comunidad Andina: evidencia desde un panel VAR bayesiano. *Lecturas de Economía*, (99), 209–243. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n99a352399>
- Calvo, G. A., & Végh, C. A. (1999). *Inflation Stabilization and BOP Crises in Developing Countries* (6925). chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.nber.org/system/files/working_papers/w6925/w6925.pdf
- Camino Escudero, M. M., & De la Cruz Flores, M. S. (2024). *Determinación del efecto del crecimiento económico en la reducción de la desigualdad del ingreso en Perú 1997-2021* [Tesis de licenciatura en Economía y Negocios Internacionales, Universidad San Ignacio de Loyola].
<https://repositorio.usil.edu.pe/entities/publication/4d46cfca-9f22-4470-8d8f-023182024956>
- Canales Cerón, A. I. (2008). Remesas y desarrollo en América Latina. Una relación en busca de teoría. *Migración y Desarrollo*, (11), 5–30.

- Cárdenas, M., & Mejía, C. (2006). *Migraciones internacionales en Colombia: ¿qué sabemos?* (30).
<https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/810?locale-attribute=es>
- Castillo, P., Montoro, C., & Tuesta, V. (2020). Inflation, oil price volatility and monetary policy. *Journal of Macroeconomics*, 66.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2020.103259>
- Cazachevici, A., Havranek, T., & Horvath, R. (2020). Remittances and economic growth: A meta-analysis. *World Development*, 134.
<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105021>
- Cecchini, S., & Martínez Pizarro, J. (2023). *Migración internacional en América Latina y el Caribe: una mirada de desarrollo y derechos*.
<https://www.cepal.org/es/publicaciones/69122-migracion-internacional-america-latina-caribe-mirada-desarrollo-derechos>
- CEPAL. (2010). *La hora de la Igualdad Brechas por cerrar, caminos por abrir*.
<https://www.cepal.org/es/publicaciones/13309-la-hora-la-igualdad-brechas-cerrar-caminos-abrir-trigesimo-tercer-periodo>
- CEPAL. (2018). *La ineficiencia de la desigualdad* (p. 270). Naciones Unidas.
<https://www.cepal.org/es/publicaciones/43442-la-ineficiencia-la-desigualdad>
- CEPAL. (2022). *Panorama Social de América Latina y el Caribe: la transformación de la educación como base para el desarrollo sostenible*.
<https://www.cepal.org/es/publicaciones/48518-panorama-social-america-latina-caribe-2022-la-transformacion-la-educacion-como>
- CEPAL. (2023). *Panorama Social de América Latina y el Caribe* (pp. 1–243).
 CEPAL. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/68702-panorama-social-america-latina-caribe-2023-la-inclusion-laboral-como-eje-central>
- Chuquillanqui Lichardo, B. S., & Pinto Adriazola, M. F. (2023). *Determinantes de la desigualdad de ingresos en América Latina durante el periodo 1996-2020* [Tesis de Licenciatura, Universidad de Lima].
<https://repositorio.ulima.edu.pe/handle/20.500.12724/19106>

- Clarke, G. R., Xu, L. C., & Zou, H. (2006). Finance and Income Inequality: What Do the Data Tell Us? *Southern Economic Journal*, 72(3), 578–596.
<https://doi.org/10.2307/20111834>
- Cornejo Vega, A. Y., Zambrano Montesdeoca, J. L., & Zorrilla Briones, O. (2024). Determinantes de la pobreza en Ecuador. *Revista Científica Arbitrada Multidisciplinaria PENTACIENCIAS*, 6(7), 81–95.
<https://doi.org/10.59169/pentaciencias.v6i7.1307>
- Cuero Olvera, J., Paredes Vizcarra, F., & Mora Carpio, W. (2025). Patrones de desigualdad en la capacidad económica en el Ecuador periodo 2010 a 2023. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades*, 6(4), 1426–1448. <https://doi.org/10.56712/latam.v6i4.4372>
- Dalal, D. K., & Zickar, M. J. (2012). Some Common Myths About Centering Predictor Variables in Moderated Multiple Regression and Polynomial Regression. *Organizational Research Methods*, 15(3), 339–362.
<https://doi.org/10.1177/1094428111430540>
- Deininger, K., & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, 57(2), 259–287.
[https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(98\)00099-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(98)00099-6)
- Durand, J. (2010). The Peruvian diaspora: Portrait of a migratory process. *Latin American Perspectives*, 37(5), 12–28.
<https://doi.org/10.1177/0094582X10379103>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
<https://doi.org/https://doi.org/10.2307/1913236>
- Fajnzylber, F. (1990). *Industrialización en América Latina: De la “Caja Negra” al “Casillero Vacio”* (27955). <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/27955>
- Fajnzylber, P., & López, J. H. (2008). *Remittances and Development: Lessons from Latin America*.
<https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/bccb2274-fb74-56d4-a0b3-1a275b400790>

- Fernández Ramírez, J. M., Loor Saldarriaga, A. O., Vargas Moreno, M. E., Guevara Herrera, C. R., & Sáenz Martínez, L. G. (2025). Impacto de las Remesas en la Economía Ecuatoriana. *Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar*, 9(1), 3551–3568. https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v9i1.16099
- Ferrer Labarca, N. J., & Panchana Cedeño, A. M. (2022). Crecimiento económico en América Latina: Algunos determinantes desde la perspectiva austriaca. *Revista de Ciencias Sociales*, 28(1), 216–233. <https://doi.org/10.31876/rcs.v28i1.37686>
- FMI. (2017, May 31). *Colombia's Peace Agreement Can Give Fillip to Inclusive Growth*. FMI. <https://www.imf.org/en/news/articles/2017/05/31/na053117colombias-peace-agreement-can-give-fillip-to-inclusive-growth>
- Garrochamba-Sánchez, A. (2017). Gasto público y su efecto en la desigualdad de Ecuador. *Revista Económica*, 3(1), 63–73. <https://revistas.unl.edu.ec/index.php/economica/article/view/395/342>
- Gaudin, Y., & Pareyón Noguez, R. (2020). *Brechas estructurales en América Latina y el Caribe: una perspectiva conceptual-metodológica* (pp. 1–84). CEPAL. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/46435-brechas-estructurales-america-latina-caribe-perspectiva-conceptual-metodologica>
- Ghezzi, P., & Gallardo, J. (2013). *Qué se puede hacer con el Perú : ideas para sostener el crecimiento económico en el largo plazo*. Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://repositorio.up.edu.pe/item/252bfe34-7fa6-47e9-936c-5fc95eeb649b>
- González Bautista, M. G., La Paz Morales, L., & Zurita Moreano, E. G. (2024). Remesas y crecimiento económico: Un análisis de impactos y desafíos. *EDITORIAL UNACH*, 1–256. <https://doi.org/10.37135/u.editorial.05.132>
- González Castillo, J. R. (2009). *Recursos naturales y crecimiento económico en la economía peruana* [Tesis de doctorado, Universidad Nacional Autónoma de México]. <https://ru.dgb.unam.mx/items/fcb0ff80-7cf8-43bc-8c86-2b3985c1d895>

- González Galora, P. F., Castellano Montiel, A. G., & Sanabria Navarro, J. R. (2025). *Remesas familiares y el crecimiento económico del Ecuador (1993-2019)* (G. J. Cabrera Trimiño, Ed.). Fungade. <https://doi.org/10.63549/8j292w39>
- Greene, W. H. (2018). *Econometrics analysis* (K. Pazmiño, Tran.; 8th ed.). Pearson. chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://psv4.userapi.com/s/v1/d/_mMiKYDVY-IcvqFmraXEOc9ZkHPHztQM8Xeuh-fDsI2NbnSB5pU1sxto-U9McDp0q4igG-aguu5Qga3uFf_dSn9xSAUCliJR1ipIYQKy5H6a4ucQ/Econometrics.pdf
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 1076–1107. <https://doi.org/10.1086/261720>
- Gregory Mankiw, N. (2012). *Principios de Economía* (J. Martínez Reyes & T. García Eliosa, Eds.; 6th ed.). Cengage Learning. <https://www.uteg.edu.ec/biblioteca-libros/wp-content/uploads/2022/11/Principios-de-Economia-Mankiw-6o-Edicion.pdf>
- Güiza Tálaga, L. P., & Imbachí Ruiz, A. D. (2023). *Determinantes del crecimiento económico en los departamentos de Colombia, 2013-202: una aproximación con datos de panel* [Tesis de Licenciatura, Universidad de Nariño]. <https://sired.udenar.edu.co/16346/1/2023088.pdf>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2010). *Econometría* (G. M. Gerita Ramos, Tran.; 5th ed., Vol. 1). McGraw-Hill/Interamericana editores. [https://gc.scalahed.com/recursos/files/r161r/w25589w/\(2010\)Econometria.pdf](https://gc.scalahed.com/recursos/files/r161r/w25589w/(2010)Econometria.pdf)
- Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. A. (2017). Linking Economic Complexity, Institutions, and Income Inequality. *World Development*, 93, 75–93. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.12.020>
- Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, P. (2014). *Metodología de la Investigación* (6th ed.). McGraw-Hill/Interamericana Editores S.A. chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/<https://apiperiodico.jalisco.gob>

mx/api/sites/periodicooficial.jalisco.gob.mx/files/metodologia_de_la_investigacion_-_roberto_hernandez_sampieri.pdf

Hernández Sampieri, R., & Mendoza Torres, C. Paulina. (2018). *Metodología de la investigación : las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. McGraw-Hill Education.

efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://bellasartes.upn.edu.co/wp-content/uploads/2024/11/METODOLOGIA-DE-LA-INVESTIGACION-Sampieri-Mendoza-2018.pdf

Hidalgo, C. A. (2021). Economic complexity theory and applications. In *Nature Reviews Physics* (Vol. 3, Number 2, pp. 92–113). Springer Nature.
<https://doi.org/10.1038/s42254-020-00275-1>

Hsiao, C. (2014). *Analysis of Panel Data* (3rd ed., Vol. 54). Cambridge University Press. https://rodorigo.files.wordpress.com/2020/02/cheng-hsiao-analysis-of-panel-data-z-lib.org_.pdf

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)

INEI. (2015). *Perú: Estadísticas de le emigración internacional de peruanos e inmigración de extramjeros, 1990-2015*.
<https://peru.iom.int/sites/g/files/tmzbd1951/files/Documentos/211216EstEmigIntInm19902015.pdf>

Jauch, S., & Watzka, S. (2016). Financial development and income inequality: a panel data approach. *Empirical Economics*, 51(1), 291–314.
<https://doi.org/10.1007/s00181-015-1008-x>

Jepson, N. (2020). *In China's wake : how the commodity boom transformed development strategies in the Global South* (1st ed.). Columbia University Press. <https://dokumen.pub/in-chinas-wake-how-the-commodity-boom-transformed-development-strategies-in-the-global-south-9780231547598.html>

Kanbur, R. (2012). *Does Kuznets Still Matter?*
<https://ageconsearch.umn.edu/record/128794?v=pdf>

- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44.
[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Kaulihowa, T., & Adjasi, C. (2018). FDI and income inequality in Africa. *Oxford Development Studies*, 46(2), 250–265.
<https://doi.org/10.1080/13600818.2017.1381233>
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1–30. <https://www.aeaweb.org/aer/top20/45.1.1-28.pdf>
- Larrañaga, O., Echeopar, B., & Grau, N. (2022). Una nueva estimación de la desigualdad de ingresos en Chile. *Estudios Públicos*, (167), 45–76.
<https://doi.org/10.38178/07183089/1229210914>
- Levin, R. I., Rubin, D. S., Balderas del Río, R., Del Valle Sotelo, J. C., & Gómez Viñas, M. A. (2004). *Estadística para Administración y Economía* (G. Trujano Mendoza, Ed.; 7th ed.). Pearson Educación (Prentice Hall).
<https://profefily.com/wp-content/uploads/2017/12/Estad%C3%ADstica-para-administraci%C3%B3n-y-economia-Richard-I.-Levin.pdf>
- Lopez, H., Molina, L., & Bussolo, M. (2007). *Remittances and the real exchange rate* (4213).
<https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/911745f9-68cb-5045-a181-b660f7ed076e>
- Lora, E. (2001). *Las reformas estructurales en América: Qué se ha reformado y cómo medirlo* (462).
<https://webimages.iadb.org/publications/spanish/document/Las-Reformas-Estructurales-en-Am%C3%A9rica-Latina-Qu%C3%A9-Se-Ha-Reformado-y-C%C3%B3mo-Medirlo.pdf>
- Lucas, R. E. B., & Stark, O. (1985). Motivations to Remit: Evidence from Botswana. *Journal of Political Economy*, 93(5), 901–918.
<https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1086/261341>

- Lustig, N., Lopez-Calva, L. F., & Ortiz-Juarez, E. (2012). *The Decline in Inequality in Latin America: How Much, Since When and Why*.
<https://doi.org/doi.org/10.2139/ssrn.2113476>
- Lustig, N., Martinez Pabon, V., Sanz, F., & Younger, S. D. (2020). *The Impact of COVID-19 Lockdowns and Expanded Social Assistance on Inequality, Poverty and Mobility in The Impact of COVID-19 Lockdowns and Expanded Social Assistance on Inequality, Poverty and Mobility in Argentina, Brazil, Colombia and Mexico* (556). <https://www.cgdev.org/sites/default/files/impact-covid-19-lockdowns-and-expanded-social-assistance.pdf>
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631–652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Mankiw, N. G. (2014). *Macroeconomía* (A. Bosch, Ed.; Esther Rabasco Espáriz, Tran.; 8th ed.). Antoni Bosch Editor.
https://www.ricardopanza.com.ar/files/macro1/Macroeconomia__8a_ed.___Gregory_Mankiw.pdf
- Martínez Navarro, D. (2016). *Desigualdad y desarrollo: un examen de la curva de Kuznets* [Trabajo Fin de Máster, Universidad Complutense de Madrid].
<https://hdl.handle.net/20.500.14352/19740>
- Medina, Fernando. (2001). *Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración de ingreso*. Naciones Unidas, CEPAL, División de Estadística y Proyecciones Económicas. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/4788-consideraciones-indice-gini-medir-la-concentracion-ingreso>
- Medina Guitiérrez, J. Z., & Ayaviri Nina, V. D. (2017). Ingreso y desigualdad: la Hipótesis de Kuznets en el caso Boliviano. *Revista ESPACIOS*, 38(31), 1–22.
<https://www.revistaespacios.com/a17v38n31/a17v38n31p23.pdf>
- Milanovic, B. (2016). *Global inequality a new approach for the age of globalization* (1st ed.). Harvard University Press.
http://resistir.info/livros/global_inequality.pdf

- Minuche Armijos, A. L., Salcedo-Muñoz, V. E., & Apolo Vivanco, N. J. (2021). Contribución de los factores productivos y productividad total factorial en el crecimiento de Ecuador (1990-2019). *Revista San Gregorio*, 1(47), 31–49. <https://doi.org/10.36097/rsan.v1i47.1712>
- Moomaw, W. R., & Unruh, G. C. (1997). Are environmental Kuznets curve misleading us? *Environment and Development Economics*, 4(4), 451–463. <https://doi.org/10.1017/S1355770X97000247>
- Morocho Sagbay, A. S., Mendoza Zambrano, F. J., Yong Chang, E. A., & Muñoz Rodríguez, R. J. (2025). El Índice de Gini y sus Determinantes Macroeconómicos: Evidencia Empírica para Ecuador, Periodo 2009 - 2023. *Revista Veritas de Difusão Científica*, 6(2), 1199–1230. <https://doi.org/10.61616/rvdc.v6i2.682>
- Mundaca, B. G. (2009). Remittances, financial market development, and economic growth: The case of Latin America and the Caribbean. *Review of Development Economics*, 13(2), 288–303. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00487.x>
- Obstfeld, M., & Taylor, A. M. (2017). International monetary relations: Taking finance seriously. *Journal of Economic Perspectives*, 31(3), 3–28. <https://doi.org/10.1257/jep.31.3.3>
- Oded Stark, B., & Bloom, D. E. (1985). The New Economics of Labor Migration. *The American Economic Review*, 75(2), 173–178. https://newdoc.nccu.edu.tw/teasylabus/1102265813001/5_NewEconomicsOfLaborMigratin.pdf
- OECD. (2008). *Latin American economic outlook 2009* (p. 200). OECD Publishing. https://www.oecd.org/en/publications/latin-american-economic-outlook-2009_leo-2009-en.html
- OECD. (2024). *OECD Economic Surveys COLOMBIA*. http://oecd.org/en/publications/oecd-economic-surveys-colombia-2024_a1a22cd6-en.html
- Olivié, I., Ponce, J., & Onofa, M. (2009). *Remesas, pobreza y desigualdad: El caso de Ecuador*. www.realinstitutoelcano.org

- Osayuki, L. A. (2026). The Nexus between Growth and Income Inequality in Selected South America Countries. *Journal of Global Economics, Management and Business Research*, 18(1), 259–272.
<https://doi.org/10.56557/jgembr/2026/v18i110213>
- Paladines Arévalo, V. J. (2022). *Impacto de las remesas en el crecimiento económico de América Latina y el Caribe durante el periodo 1990-2019: un enfoque de cointegración y causalidad con datos panel* [Tesis de Licenciatura, Universidad Nacional de Loja]. <https://dspace.unl.edu.ec/items/60578be8-cc72-46a1-a890-60c0a98c0426>
- Palma, J. G. (2011). Homogeneous middles vs. heterogeneous tails, and the end of the ‘Inverted-U’: the share of the rich is what it’s all about. *Development and Change*, 42(1), 83–153. <https://doi.org/10.1111/j.1467-7660.2011.01694.x>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Piketty, T. (2014). *Capital in the Twenty-First Century* (A. Goldhammer, Tran.; 1st ed.). Harvard University Press. <https://dowbor.org/wp-content/uploads/2014/06/14Thomas-Piketty.pdf>
- Ponce, J., & Vos, R. (2012). *Redistribution without structural change in Ecuador : rising and falling income inequality in the 1990s and 2000s* (2012/12). UNU-WIDER. <https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/wp2012-012.pdf>
- Quevedo Ricardi, F. (2011). Medidas de tendencia central y dispersión. *Medwave*, 11(03), 1–6. <https://doi.org/10.5867/medwave.2011.03.4934>
- Quito, B., Ochoa-Moreno, W.-S., Álvarez-García, J., & Del Río-Rama, M. de la C. (2025). Desarrollo económico y desigualdad de ingresos: acceso a la evidencia desde la perspectiva de la hipótesis de Kuznets para una muestra global. *El Trimestre Económico*, 92(366), 477–514.
<https://doi.org/10.20430/ete.v92i366.2388>

- Ratha, D., Plaza Sonia, & Dervisevic, E. (2024). *Migration and remittances factbook 2016*. <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/099500508142417154>
- Restrepo Sierra, L. H., Ossa González, G. A., & Flórez Mercado, J. A. (2024). Contrastación empírica y teórica del coeficiente de Gini y curva de Lorenz a partir de comunidades asentadas en barrios de invasión. *Revista CEA*, 10(22), 2422–3182. <https://doi.org/10.22430/24223182.2721>
- Ross, M. L. (2015). What have we learned about the resource curse? In *Annual Review of Political Science* (Vol. 18, pp. 239–259). Annual Reviews Inc. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-052213-040359>
- Salazar-Xirinachs, J. M. (2023). Hacia un modelo de desarrollo más productivo, inclusivo y sostenible. *Revista CEPAL*, (141), 258. <https://repositorio.cepal.org/entities/publication/dcd2b94f-2d68-42c1-a146-3628643bf4ab>
- Sánchez Poveda, S. L. (2023). La migración forzada interna en Colombia: Propuesta de tipologías para el análisis de situación. *Revista Contriversia*, (220), 127–164. <https://doi.org/10.54118/controver.vi220.1286>
- Saumik, P., & Kunal, S. (2025). *Kuznets in the twenty-first century: Mexico and United States compared* (13/25; WIDER Working Paper, Vol. 2025). UNU-WIDER. <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2025/570-7>
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economic*, 70(1), 65–94. <http://piketty.pse.ens.fr/les/Solow1956.pdf>
- Sovilla, B., Luna Sánchez, A., & Landero Ton, K. I. (2022). Desigualdad y políticas distributivas en México. *HorizonTes Territoriales*, 2(4), 1–17. <https://doi.org/10.31644/HT.02.04.2022.A18>
- Stark, O. (1991). *Migration in LDCs: Risk, Remittances, and the Family* (Vol. 28, Number 4). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781451951790.022>

- Stiglitz, J. E. (1996). Some lessons from the east asian miracle. *The World Bank Research Observer*, 11(2), 151–177. <https://doi.org/10.1093/wbro/11.2.151>
- Stokes, S. C. (2012). Economic Reform and Public Opinion in Fujimori's Peru. In *Public Support for Market Reforms in New Democracies* (pp. 160–186). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9781139175234.006>
- Su, C. W., Sun, T., Ahmad, S., & Mirza, N. (2021). Does institutional quality and remittances inflow crowd-in private investment to avoid Dutch Disease? A case for emerging seven (E7) economies. *Resources Policy*, 72, 1–8. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102111>
- Tigova, J. (2025). Fuente Primaria de Datos: Pilar fundamental en la investigación científica. *Archivos de Medicina*, 21(2), 1662. <https://doi.org/10.36648/1698-9465-21-1662>
- Tobar-Pesántez, L. (2022). *Las remesas en el Ecuador* (45). <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.11695.00167>
- Udeagha, M. C., & Ngepah, N. (2022). Dynamic ARDL Simulations Effects of Fiscal Decentralization, Green Technological Innovation, Trade Openness, and Institutional Quality on Environmental Sustainability: Evidence from South Africa. *Sustainability*, 14(16), 1–35. <https://doi.org/10.3390/su141610268>
- Vaca-Trigo Baron, I. C. (2022). *Descentrar el producto interno bruto (PIB): bienestar, cuidados y tiempo*. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/47941-descentrar-producto-interno-bruto-pib-bienestar-cuidados-tiempo>
- Valdivia Guitierrez, P. C. (2022). *Ensayo sobre la desigualdad económica en el Perú: Periodo 2022, un enfoque con el índice de Gini*. https://www.academia.edu/116270266/Ensayo_sobre_la_desigualdad_econ%C3%B3mica_en_el_Per%C3%BA_Periodo_2022_un_enfoque_con_el_%C3%ADndice_de_Gini
- Varona-Castillo, L., & Gonzales-Castillo, J. R. (2021). Crecimiento económico y distribución del ingreso en Perú. In *Problemas del Desarrollo* (Vol. 52, Number 205, pp. 79–107). <https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2021.205.69636>

- Vera Carrasco, O. (2024). Tipos de fuentes bibliográficas para ser utilizadas en una revista médica. *Revista Médica (La Paz)*, 30(2).
http://www.scielo.org.bo/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1726-89582024000200007
- Villamar Gavilanes, A. M. (2021). Desigualdad y crecimiento económico en Ecuador, ¿se cumple la hipótesis de Kuznets? *Revista Científica. Yachana Revista Científica*, 10(2), 114–128.
<https://doi.org/10.62325/10.62325/yachana.v10.n2.2021.688>
- Villanthenkodath, M. A., Pal, S., & Mahalik, M. K. (2024). Income Inequality in Globalization Context: Evidence from Global Data. *Journal of the Knowledge Economy*, 15(1), 3872–3902. <https://doi.org/10.1007/s13132-023-01342-5>
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Wong, Y. C. (2015). Advances and Challenges in Social Policies. In *Staying the Course of Economic Success* (pp. 385–397).
<https://www.elibrary.imf.org/display/book/9781513599748/ch023.xml>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.). MIT Press. <https://ipcid.org/evaluation/apoio/Wooldridge%20-%20Cross-section%20and%20Panel%20Data.pdf>
- Wooldridge, J. M. . (2021). *Introductory econometrics : a modern approach* (K. Pazmiño, Tran.; 7th ed., Vol. 1). Cengage.
https://www.academia.edu/44467534/ECONOMETRICS_A_Modern_Approach
- Zurita Moreano, E. G., González Bautista, M. G., Vallejo Mata, J. P., & Ayaviri-Nina, V. D. (2024). Is There a Link between Remittances, Capital Formation, Structural Transformation and Economic Growth? A Dynamic Panel Analysis for Latin America under the PVAR Approach. *Economies*, 12(5), 1–25.
<https://doi.org/10.3390/economies12050109>

ANEXOS

Anexo 1

Modelo de regresión pooled MCO aplicado al modelo imputado mediante regresión polinómica segundo grado con corrección de heterocedasticidad

```
. reg D1Giniestimado d1PIBpc_lnc d1PIBpc2_lnc d1RemesasPIB, vce(robust)
```

Linear regression	Number of obs	=	135
	F(3, 131)	=	6.93
	Prob > F	=	0.0002
	R-squared	=	0.0799
	Root MSE	=	2.3514

D1Giniesti~o	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
d1PIBpc_lnc	-17.74284	6.778083	-2.62	0.010	-31.1515	-4.334171
d1PIBpc2_lnc	-2.344015	9.612879	-0.24	0.808	-21.36058	16.67255
d1RemesasPIB	.0620669	.6345388	0.10	0.922	-1.193202	1.317336
_cons	.1553484	.1878121	0.83	0.410	-.2161886	.5268855

Anexo 2

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
d1PIBpc_lnc	1.14	0.875485
d1PIBpc2_lnc	1.11	0.902893
d1RemesasPIB	1.05	0.952575
Mean VIF	1.10	

Anexo 3

Prueba de White para la homocedasticidad

```
. estat imtest, white
```

White's test

H0: Homoskedasticity

Ha: Unrestricted heteroskedasticity

chi2(9) = 51.86

Prob > chi2 = 0.0000

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	51.86	9	0.0000
Skewness	2.62	3	0.4544
Kurtosis	6.77	1	0.0093
Total	61.25	13	0.0000

Anexo 4

Prueba de autocorrelación de Wooldridge para el modelo pooled MCO

```
. xtserial D1Giniestimado d1PIBpc_lnc d1PIBpc2_lnc d1RemesasPIB
```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first order autocorrelation

F(1, 3) = 5.155

Prob > F = 0.1079

Anexo 5

Prueba de normalidad de Shapiro-Wilk

```
. swilk resid_pooled
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
resid_pooled	135	0.92644	7.823	4.638	0.00000

Anexo 6

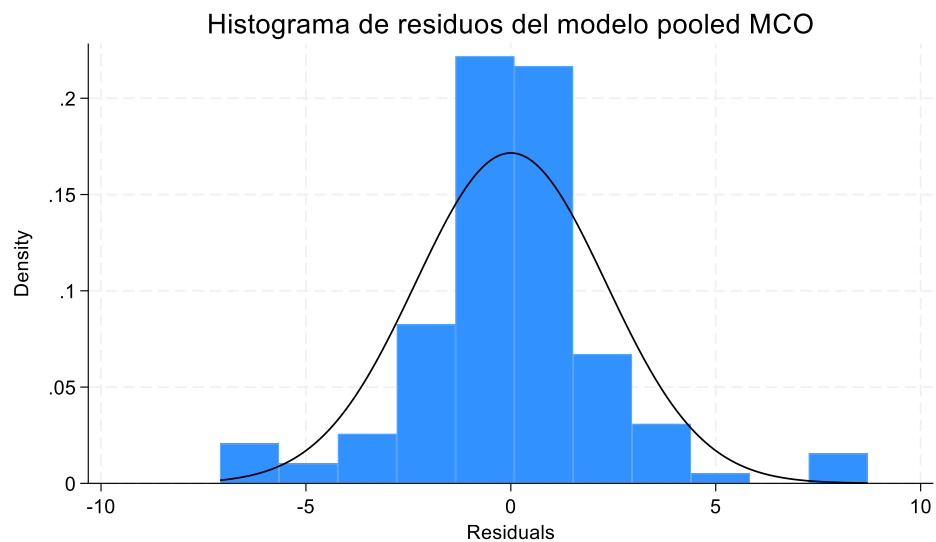
Prueba de normalidad de Shapiro-Francia

```
. sfrancia resid_pooled
```

Shapiro-Francia W' test for normal data					
Variable	Obs	W'	V'	z	Prob>z
resid_pooled	135	0.92050	9.283	4.491	0.00001

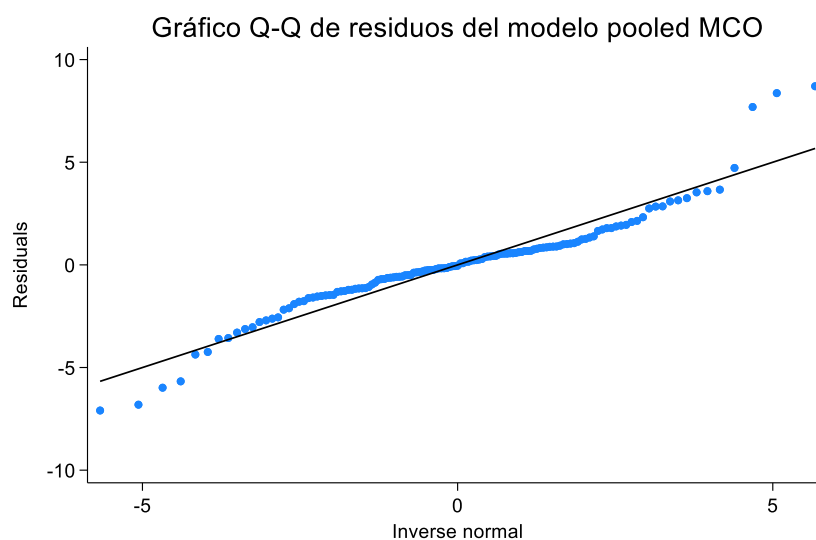
Anexo 7

Gráfico de la normalidad de los residuos



Anexo 8

Gráfico Q-Q



Anexo 9

Prueba de CD Pesaran aplicada al modelo pooled MCO

	CD_Pesa~n	p_valor	rho_prom	abs_rho~m	Países	Pares
Pooled_MCO	0.4515	0.6517	0.0317	0.1531	4.0000	6.0000

Anexo 10

Contraste de Breusch Pagan para pooled MCO vs. efectos aleatorios

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

```
D1Giniestimado[id_pais,t] = Xb + u[id_pais] + e[id_pais,t]
```

Estimated results:

	Var	SD = sqrt(Var)
D1Ginie~o	5.874547	2.423747
e	5.643308	2.375565
u	0	0

Test: Var(u) = 0

```
chibar2(01) = 0.00
Prob > chibar2 = 1.0000
```

Anexo 11

Prueba de Hausman para efectos fijos vs. aleatorios

```
. hausman fe_estimado re_estimado, sigmamore
```

	—— Coefficients ——		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
	(b) fe_estimado	(B) re_estimado		
d1PIBpc_lnc	-18.15075	-17.74284	-.4079112	1.175341
d1PIBpc2_lnc	-1.110531	-2.344015	1.233484	3.447526
d1RemesasPIB	.0733734	.0620669	.0113066	.0205897

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from **xtreg**.
 B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from **xtreg**.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

```
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 0.36
Prob > chi2 = 0.9493
```