

INSTITUTO DE ESTUDIOS AVANZADOS EN
DESARROLLO



TENDENCIAS Y FACTORES ASOCIADOS EN LA
DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO Y EN EL MERCADO DE
TRABAJO EN BOLIVIA

Por:

Ernesto Bernal Martínez

Serie Documentos de Trabajo sobre Desarrollo
No. 11/2025

La Paz, diciembre 2025

Las opiniones expresadas en este documento les pertenecen a sus autores y no necesariamente reflejan la posición oficial de las instituciones auspiciadoras ni de la Fundación INESAD (Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo). Los derechos de autor le pertenecen al autor y/o a las instituciones auspiciadoras, si las hubiere. El documento solamente puede ser descargado para uso personal.



Tendencias y factores asociados en la distribución del ingreso y en el mercado de trabajo en Bolivia *

Ernesto Bernal Martínez**

Resumen

Esta investigación pretende estimar el coeficiente de Gini, la distribución de Kernel y la descomposición contrafactual de la desigualdad en Bolivia. La metodología empleada estima el coeficiente de Gini, la función de Kernel y la descomposición de Shapley con datos de la Encuesta de Hogares 2022 del Instituto Nacional de Estadística (INESAD). El coeficiente de Gini en Bolivia, estimado en 0,42, evidencia un nivel de desigualdad moderado: así, por área de residencia se advierte una disparidad significativa entre el ámbito urbano (de 0,39) en relación con el ámbito rural (que alcanza el 0,48). El departamento de Tarija presenta el coeficiente más bajo (0,38), con una distribución del ingreso más equitativa. En el extremo opuesto, Potosí registra el valor más alto (0,53). El *bandwidth* de 96,2385 indica que cada valor de ingreso contribuye a estimar la densidad de los valores cercanos dentro de $\pm 96,24$ unidades. Los resultados obtenidos -mediante la descomposición de Shapley- muestran que existe una elevada dependencia del ingreso laboral como predictor principal.

Código JEL: C14, D31, D33

Palabras clave: Desigualdad, descomposición, ingreso laboral

* Esta investigación forma parte del trabajo colaborativo entre INESAD y el Instituto de Investigaciones Económicas (IIE) de la Facultad de Ciencias Económicas Financieras y Administrativas de la Universidad Técnica de Oruro (UTO). Las opiniones y análisis expresados en este documento son responsabilidad exclusiva del autor y no compromete necesariamente la posición de las instituciones a las que pertenece.

** Es economista e investigador del Instituto de Investigaciones Económicas de la UTO (ebernal@ing.uchile.cl).

Abstract

The following research aims to estimate the Gini coefficient, the Kernel distribution and the counterfactual decomposition of inequality in Bolivia. The methodology estimates the Gini coefficient, the kernel function, and the Shapley decomposition by using data from the 2022 Household Survey conducted by the National Institute of Statistics (INESAD). Bolivia's estimated Gini coefficient of 0,42 indicates a moderate level of inequality. By area of residence, a significant disparity is observed between urban areas (0,39) and rural areas (0,48). Tarija holds the lowest coefficient (0,38), indicating a more equitable income distribution. On the other end, Potosí holds the highest value at 0,53. The bandwidth of 96,2385 indicates that each income value contributes to estimating the density of nearby values within $\pm 96,24$ units. The results obtained through Shapley decomposition show a high dependence on labor income as the main predictor.

JEL code: C14, D31, D33

Keywords: *Inequality, decomposition, labor income*

1. Introducción

América Latina es todavía una de las regiones más desiguales en el mundo. Sin embargo, en casi 40 años (desde la década de los ochenta), la región ha demostrado una dinámica de distribución contrastante (Maurizio, 2019). En particular, es posible determinar cuatro periodos diferentes relacionados con el desarrollo del índice de Gini para el ingreso familiar. En los años ochenta, las cifras del índice permanecieron relativamente constantes en la región, oscilando entre 0,47 y 0,48. Posteriormente, al comienzo de los años noventa, se desarrolló una fase alcista, que continuó durante todo el año 2002 con un valor de 0,54. A partir de allí, se dio un fuerte cambio de tendencia: se redujeron las desigualdades hasta 2012-2013 (Maurizio, 2019). Finalmente, en la cuarta etapa, la estabilidad relativa registrada en este indicador indicó un claro debilitamiento de las mejoras latinoamericanas.

Diversas investigaciones en América Latina muestran que la desigualdad se redujo entre 2000 y 2015, aunque luego esta se estancó. Los factores clave de la reducción fueron la educación, las políticas sociales y el mercado laboral (CEPAL, 2022). Por lo tanto, la concentración de altos ingresos indica que todavía existe en la región -después de un periodo particularmente favorable de problemas macroeconómicos y laborales- la presencia de condiciones estructurales que impiden significativamente el proceso de reducción de desigualdades (Maurizio, 2019).

En las últimas décadas, Bolivia ha experimentado importantes transformaciones económicas y sociales que han influido en la estructura de su mercado laboral y en la distribución del ingreso. A pesar de ciertos avances en la reducción de la pobreza y en el acceso a servicios básicos, la desigualdad persiste como un problema estructural que limita el desarrollo sostenible y la cohesión social. El mercado laboral boliviano se caracteriza por una alta informalidad, una marcada segmentación, y diferencias significativas en el acceso a oportunidades laborales según el género, el nivel educativo y la región. Todo ello afecta directamente sobre la capacidad de los hogares para generar ingresos estables y suficientes, lo que profundiza las brechas sociales. Además, fenómenos recientes como la pandemia del COVID-19 y los procesos de digitalización han alterado aún más la estructura del empleo, exacerbando así las desigualdades existentes. En semejante contexto, resulta crucial analizar, con una base empírica, cómo han evolucionado las tendencias en la distribución del ingreso, y qué factores explican las diferencias persistentes entre los

distintos grupos de la población. Entender estas dinámicas permitirá diseñar políticas públicas más efectivas que promuevan un desarrollo económico inclusivo.

En Bolivia, estudio de la Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE, 2023) destaca avances temporales en la equidad, pero también señalan una alta informalidad, además de brechas regionales y de género. La pandemia puso en evidencia y, más aún, agravó estas desigualdades (UDAPE, 2023).

Comprender las causas de la desigualdad del ingreso en Bolivia podría ser crucial para diseñar políticas públicas más inclusivas. Este estudio busca aportar evidencia empírica sobre los factores que perpetúan la desigualdad, en un contexto de alta informalidad laboral y brechas estructurales. La pertinencia del análisis también responde a cambios recientes: la digitalización, la pandemia y la transición económica del país (Banco Mundial, 2023). La distribución del ingreso depende de un conjunto complejo de factores estructurales y coyunturales. En América Latina y Bolivia, los avances en reducción de la desigualdad han sido significativos, pero no sostenibles sin un fortalecimiento del mercado laboral formal, de la productividad y sin políticas redistributivas más efectivas.

Hay vacíos en la literatura, pocos estudios que combinen microdatos laborales y análisis de descomposición contrafactual (Shapley, Oaxaca-Blinder), insuficientes análisis interseccionales de regiones, de género, de educación, y además hay muy poca actualización con microdatos recientes del Instituto Nacional de Estadística (INE). Así, el objetivo de la presente investigación consiste en estimar la descomposición contrafactual de la desigualdad (Gini) y los factores asociados a la distribución del ingreso y el mercado de trabajo en Bolivia, con el fin de comprender las dinámicas que contribuyen a la desigualdad socioeconómica. Este estudio, pues, busca contribuir mediante un análisis empírico riguroso y actualizado sobre la desigualdad del ingreso en Bolivia.

2. Aspectos teóricos

Factores asociados a la distribución del ingreso y el mercado de trabajo

La distribución del ingreso constituye uno de los temas centrales en el análisis del desarrollo económico, pues refleja cómo los frutos del crecimiento se reparten entre los distintos grupos sociales. La desigualdad en el ingreso no solo tiene implicaciones económicas, sino también sociales y políticas: influye en las oportunidades, en la cohesión social y en la estabilidad institucional.

El mercado de trabajo desempeña un papel clave en este proceso, ya que el ingreso laboral representa la fuente de recursos principal de la mayoría de los hogares, especialmente en países en desarrollo como Bolivia y en otras economías latinoamericanas. Por ello, comprender los factores asociados a la distribución del ingreso requiere examinar tanto las características del mercado laboral como las políticas públicas que inciden sobre él.

Conceptualización de la distribución del ingreso

De acuerdo con Kuznets (1955) y Sen (1997), la distribución del ingreso puede analizarse desde dos perspectivas: la funcional, cuyo enfoque está centrado en la distribución de los factores de producción (*i.e.*, trabajo, capital y tierra); y la personal o interpersonal, que consiste en la distribución del ingreso entre los individuos o los hogares. El análisis empírico suele centrarse en la distribución interpersonal, medida mediante indicadores como el coeficiente de Gini, el índice de Theil o las curvas de Lorenz. Una distribución más equitativa del ingreso suele estar asociada con mayores niveles de bienestar, cohesión social y crecimiento inclusivo (CEPAL, 2022).

Enfoques teóricos sobre desigualdad y mercado de trabajo

Desde la teoría del capital humano (Becker, 1964), las diferencias en el ingreso reflejan variaciones en la educación, la experiencia y las habilidades de los trabajadores. De acuerdo con este enfoque, los salarios se determinan según la productividad marginal, por lo que la desigualdad es consecuencia de las diferencias en la acumulación de capital humano. Autores como Prebisch (1950) y Furtado (1976) sostienen que la desigualdad en América Latina responde a estructuras productivas heterogéneas donde coexisten sectores

modernos con alta productividad y sectores informales de baja productividad. Tal segmentación laboral genera desigualdades persistentes y limita la movilidad social.

El marco institucional destaca el papel de las políticas públicas, los sindicatos, las regulaciones laborales y el salario mínimo en la configuración de los ingresos. Una regulación débil o la ausencia de instituciones redistributivas puede amplificar las brechas salariales y la precarización del empleo (Stiglitz, 2012). Piketty (2014) y Atkinson (2015) plantean que la desigualdad resulta también de procesos históricos y de poder donde las políticas fiscales, el acceso al capital y la concentración patrimonial determinan la distribución de la riqueza y los ingresos.

Factores asociados a la distribución del ingreso

La literatura identifica diversos determinantes estructurales de la desigualdad en el ingreso. Entre ellos destacan los siguientes:

Educación y capital humano: Es el factor más consistente en la explicación de los diferenciales del ingreso. A mayor nivel educativo, mayor productividad y salario (Mincer, 1974).

Estructura ocupacional y tipo de empleo: Las ocupaciones formales, profesionales y técnicas perciben mayores ingresos que las actividades informales o agrícolas. La informalidad laboral actúa como mecanismo de transmisión de la desigualdad (CEPAL, 2023).

Género y desigualdad salarial: Las brechas de los ingresos entre hombres y mujeres persisten incluso a igual nivel educativo y ocupacional, evidenciando discriminación estructural en el mercado laboral (Alarcón, 2020).

Región y localización geográfica: En países como Bolivia, las zonas urbanas presentan mayores oportunidades laborales y salariales con respecto a las zonas rurales, donde predomina el trabajo agrícola e informal.

Crecimiento económico y productividad: Si el crecimiento no se acompaña de mejoras en la distribución funcional del ingreso, puede aumentar la desigualdad (Kaldor, 1957).

Políticas públicas y transferencias sociales: Los programas de transferencias condicionadas (como el Bono Juancito Pinto o la Renta Dignidad en Bolivia) pueden tener efectos redistributivos al mejorar los ingresos de los hogares más pobres.

Mercado de trabajo y segmentación laboral

El mercado laboral en América Latina se caracteriza por una alta segmentación entre el sector formal e informal. Según Tokman (2007) el empleo informal no solo refleja la precariedad, sino que constituye una estrategia de supervivencia ante la falta de empleos formales. La informalidad, junto con las brechas de productividad y la débil institucionalidad laboral, son factores que explican por qué la desigualdad en el ingreso laboral se mantiene elevada pese a periodos de crecimiento económico.

Evidencia empírica reciente

Estudios de la CEPAL (2023) y el Banco Mundial (2023) muestran que en la región la desigualdad disminuyó entre 2003 y 2015 gracias al aumento del empleo formal y las transferencias públicas. Aún así, la desigualdad volvió a ampliarse desde 2016 por la desaceleración económica y el impacto de la pandemia del COVID-19. En el caso de Bolivia, la reducción del coeficiente de Gini de 0,61 (2005) a 0,42 (2018) estuvo asociada con el aumento del salario real, la expansión de la educación y los programas de redistribución estatal; sin embargo, la desigualdad entre regiones y entre el sector formal e informal persistió.

Estado del arte. Factores asociados a la distribución del ingreso y el mercado laboral

La distribución del ingreso y el funcionamiento del mercado laboral son temas centrales en el análisis económico contemporáneo, dado su impacto en la equidad, la pobreza y el desarrollo sostenible. En América Latina, una de las regiones más desiguales del mundo, las transformaciones en el mercado laboral, la educación, la tecnología y las políticas públicas han sido determinantes para la evolución de la desigualdad del ingreso durante las últimas décadas (CEPAL, 2022; Lustig, 2019). Los primeros enfoques sobre la distribución del ingreso surgieron con Kuznets (1955), quien propuso la famosa “curva de Kuznets”, según la cual la desigualdad aumenta en las primeras etapas del crecimiento económico y luego disminuye a medida que las economías se industrializan. Posteriormente, los modelos de economía laboral y capital humano (Becker, 1964; Mincer, 1974) introdujeron el papel de la educación, la experiencia y la productividad como determinantes microeconómicos de los ingresos individuales. En las últimas décadas, el análisis se ha enriquecido con teorías del cambio tecnológico sesgado al trabajo calificado (Autor, 2014), los efectos de la globalización (Goldberg & Pavcnik, 2007), las instituciones laborales

(Fields, 2019) y las desigualdades de género, etnia y territorio (Ñopo, 2012; Gasparini y Lustig, 2011).

Los principales factores asociados con la distribución del ingreso son:

- a) Educación y capital humano: La brecha educativa es el determinante más documentado de la desigualdad. Estudios de la CEPAL (2020) muestran que las diferencias en el nivel educativo explican más del 30% de la desigualdad total en países como Bolivia, Perú o Brasil.
- b) Estructura y formalidad del mercado laboral: El empleo informal -que en Bolivia supera el 75% (INE, 2022)- se asocia con una baja productividad y menores ingresos.
- c) Tecnología y globalización: El cambio tecnológico sesgado al trabajo calificado ha incrementado la demanda de trabajadores con alta formación, ampliando la brecha salarial.
- d) Políticas públicas y transferencias: Los impuestos progresivos y las transferencias condicionadas contribuyen a mejorar la distribución del ingreso disponible.
- e) Desigualdad de género y étnica: La brecha del género en los ingresos laborales es persistente, incluso controlando por educación y experiencia. Las mujeres ganan, en promedio, entre 20% y 30% menos que los hombres (ILO, 2021).

Algunos estudios en América Latina hechos entre 2000 y 2015 muestran avances importantes en la reducción de la desigualdad. Estos se habrían apoyado en políticas redistributivas, en la educación y en la expansión del empleo formal (Lustig *et al.*, 2013). Desde 2015, sin embargo, la desigualdad ha mostrado signos de estancamiento o retroceso, influida por crisis económicas, por la pandemia y por cambios estructurales en el empleo. Investigaciones como las de Lustig (2019), López-Calva *et al.* (2014) han documentado un proceso de reducción de la desigualdad entre 2000 y 2015 en varios países de la región, atribuida principalmente al aumento del salario mínimo, la expansión del gasto social y las mejoras en el acceso a la educación. Sin embargo, esta tendencia se ha desacelerado o revertido tras la pandemia del COVID-19. En adición, organismos como la CEPAL y el Banco Mundial han alertado sobre el impacto de la informalidad y la segmentación del mercado laboral como obstáculos estructurales para una distribución más equitativa de la riqueza en América Latina.

En el caso de Bolivia, estudios como el de UDAPE (2023) muestran que, aunque el coeficiente de Gini disminuyó entre 2005 y 2014, esta mejora se estancó en años

posteriores. El INE y entidades como la UDAPE han documentado una reducción de la pobreza monetaria, aunque la desigualdad del ingreso (medida por el índice de Gini) se mantiene elevada. La expansión de programas sociales y el crecimiento económico fueron determinantes en ese periodo, pero no lograron transformar las bases estructurales de la desigualdad. Investigaciones de universidades y centros de análisis como el CEDLA han puesto énfasis en la persistencia de la informalidad laboral (que afecta a más del 60% de los trabajadores), así como las diferencias marcadas entre áreas urbanas y rurales, y entre regiones como el Altiplano y el oriente boliviano.

Otros trabajos recientes señalan que la brecha de género, la discriminación étnica, y la desigualdad en el acceso a una educación de calidad continúan afectando sobre las oportunidades laborales y los ingresos en el país. Existen brechas persistentes por región, género y tipo de empleo. La informalidad supera el 70% en algunos sectores, lo que limita también la efectividad de las políticas de inclusión social.

3. Metodología

La curva de Lorenz y el coeficiente de Gini

De acuerdo a Contreras (1998), las medidas de desigualdad más usadas son la curva de Lorenz (CL), que permite apreciar toda la distribución y calcular la otra medida más usada: el coeficiente de Gini (CG), que es sensible especialmente a cambios en la parte media de la distribución. Esto significa que variaciones en la distribución del ingreso en los segmentos más ricos (últimos percentiles), así como en los más pobres (primeros percentiles) no son capturados adecuadamente por este último indicador. Tanto la CL como el CG suponen una función de bienestar social cóncava y usan, como ponderaciones, la posición ordinal de los distintos grupos de individuos con respecto al ingreso (Bernal, 2015).

Tal como señalan Kakwani y Podder (1976), la CL muestra qué porcentaje acumulado del ingreso es percibido por cada porcentaje acumulado de la población. Es decir, se construye a partir de las frecuencias acumuladas del ingreso y la población, de forma que si la pendiente de la CL fuera de 45° , estaríamos frente a una distribución perfectamente igualitaria, pues el $x\%$ de la población percibiría el $x\%$ del ingreso. Por otro lado, si la

curva coincide con el eje de las abscisas, estaríamos frente a una perfecta desigualdad (total concentración del ingreso en un solo individuo).

Por su parte, el CG se basa en la CL y expresa, a manera de una ratio, el área que se halla entre la línea de perfecta igualdad y la CL con respecto al área total (que se halla entre la línea de perfecta igualdad) y 1 (perfecta desigualdad). Aunque es un indicador que resume los niveles de desigualdad existentes en la distribución, al hacerlo omite considerar la forma de la CL. En efecto, debemos ser conscientes de que una distribución que concentra relativamente los ingresos entre los estratos altos de la población puede tener el mismo CG (la misma área) que otra distribución que se concentra entre los segmentos más pobres. De hecho, la única forma de saber si una distribución es más igualitaria que otra, es verificando si la CL de la primera está siempre por encima de la otra (Contreras, 1998, citado por Bernal, 2015).

$$G = \left(\frac{1}{2n^2\mu} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (y_i - y_j)$$

- G : Coeficiente de Gini (toma valores entre 0 y 1).
- n : Número total de individuos, hogares u observaciones.
- y_i , , y y_j : Ingreso (o la variable de interés) del individuo i y del individuo j .
- μ : Ingreso promedio de la población.
- $y_i - y_j$: Valor absoluto de la diferencia entre los ingresos de dos individuos.

Siguiendo a Blackwood y Lynnch (1994), conviene destacar las limitaciones y ventajas (propiedades) que exhibe el uso de la CL como indicador de desigualdad:

- Es simétrica, pues no es sensible a cambios en el ordenamiento del ingreso entre los individuos. En otras palabras, si dos o más individuos intercambian sus niveles de ingreso, el indicador no se altera.
- Es independiente respecto a la población considerada. Es decir, si se tiene una distribución A compuesta de 4 individuos con sus ingresos, y una distribución B con el doble de A, 8 individuos, y el doble de sus respectivos ingresos, la medida de desigualdad seguirá siendo la misma.

- Es sensible a la transferencia del ingreso entre un individuo rico hacia uno más pobre, si se mantiene constante la ubicación de ambos en la distribución del ingreso. De hecho, el índice de desigualdad se reduciría en este caso. Esta propiedad se conoce como el Principio de Pigou-Dalton.
- Es sensible frente a variaciones en la escala. En otras palabras, si los ingresos de todos los individuos se incrementaran en la misma proporción, el indicador no se alteraría.

Evidentemente, es deseable que todo indicador de desigualdad cumpla con las propiedades anteriores. Sin embargo, es preciso destacar que, al ser independiente de la escala de la distribución, la curva de Lorenz (y con ella el coeficiente de Gini) no considera el impacto en el nivel del ingreso medio para la estimación del bienestar de la población. De hecho, uno podría esperar que un indicador de la desigualdad, como estimador del nivel de bienestar, contemple no solo la equidad sino también la eficiencia, pues la gente no solamente prefiere una distribución equitativa sino también una con ingresos altos. Esto constituye una limitación a tener en cuenta, en la medida en que si tratamos de comparar las distribuciones de ingresos en dos momentos distintos del tiempo, o entre dos grupos si se cruzan, no será posible aseverar que una distribución sea superior a la otra (mejor), pero sí se tendrá en cuenta el ingreso medio de cada una, y será posible salvar esta dificultad y concluir que una domina sobre la otra. Este método se conoce con el nombre de “curva de Lorenz generalizada.”

Adicionalmente, un tema de importancia constituye el hecho que, para múltiples estimaciones e inferencias, resulta necesario conocer la forma funcional específica de la CL, que proviene de la función de densidad de la distribución del ingreso, que no es conocida. Para salvar este obstáculo, tradicionalmente la CL ha sido estimada paramétricamente. A lo largo de la literatura, han sido varias las formas funcionales (log normales, paretianas, elípticas, etc.) y los métodos que se han escogido para realizar dicha tarea. Sin embargo, a lo largo de las investigaciones, la que más se ha usado es la estimación propuesta por Kakwani y Podder (1976). A pesar de que tiene algunas deficiencias, como por ejemplo la que señalan Rasche, et al (1980) con respecto a que el límite de la pendiente de la CL no tienda a 1 cuando se aproxima a los extremos (es decir, cuando el porcentaje acumulado de la población de referencia es 0% y cuando es 100%). El hecho de satisfacer las primeras propiedades que definen los lugares geométricos por

donde pasa la CL (como por ejemplo que el porcentaje acumulado del ingreso sea 0% cuando el porcentaje respectivo en la población también lo sea, o que sea 100% cuando el otro es 100%, que el porcentaje acumulado de la población esté siempre por encima del respectivo valor del ingreso y que la CL no tenga pendiente negativa y sea monótonicamente creciente) le ha valido el reconocimiento de proveer una buena estimación de la verdadera CL, tal como lo afirma Kakwani (1980).

Estimación de Kernel

La estimación de Kernel corresponde a un método estadístico no paramétrico que no requiere asumir una forma funcional específica para la distribución o relación entre las variables. Su objetivo es reconstruir patrones en los datos basándose únicamente en las observaciones disponibles (Silverman, 1986).

La técnica se basa en una función de Kernel que asigna pesos decrecientes según la distancia entre observaciones. Se utilizan comúnmente funciones como el Kernel Gaussiano, la función Kernel Epanechnikov y la función Kernel uniforme debido a su buen comportamiento estadístico (Härdle, 1990). El parámetro crucial es el ancho de banda (h), que determina el grado de suavizado. Una selección adecuada se obtiene mediante técnicas de validación cruzada o reglas automáticas de minimización de errores (Wand y Jones, 1995). Para la densidad de probabilidad, la estimación se define como:

$$f(x) = \frac{1}{nh} + \sum_{i=1}^n K\left(x - \frac{x_i}{h}\right)$$

Lo anterior resulta especialmente útil en el análisis de ingresos y de la pobreza, al capturar patrones de desigualdad y heterogeneidad sin imponer estructuras rígidas (Deaton, 1997; Cameron y Trivedi, 2005). La combinación de explicabilidad mediante valores Shapley y métodos no paramétricos como el de Kernel permiten un diagnóstico robusto del comportamiento del modelo. Los hallazgos reflejan que:

- El desempeño predictivo está fuertemente condicionado por el ingreso laboral.
- La modelización a través de Kernel permite representar la distribución de ingresos sin imponer restricciones que podrían distorsionar la interpretación.

- Se recomienda considerar posibles mejoras en la incorporación de fuentes de ingreso no laboral u otras variables que complementen el poder explicativo del modelo.

Metodología de Shapley

La metodología de Shapley permite descomponer la predicción del modelo en los aportes individuales de cada variable explicativa. De esta manera atribuye una contribución marginal justa y basada en la inclusión o exclusión de cada variable en todas las combinaciones posibles del modelo. La aproximación facilita comprender la importancia y relevancia de los predictores sobre el resultado final (Lundberg y Lee, 2017). Se basa en la teoría de juegos cooperativos para cuantificar la contribución individual de cada variable en la predicción de un modelo. Fue adaptada al análisis de modelos predictivos para asignar de manera justa, como ya se afirmó, la importancia de cada característica, considerando todas las posibles combinaciones de variables (Shapley, 1953; Lundberg y Lee, 2017).

El valor de Shapley calcula la contribución marginal promedio de cada variable al resultado del modelo. Se evalúa al medir cómo cambia la predicción cuando se incluye una característica específica en todos los subconjuntos posibles de variables, asegurando que la importancia atribuida sea justa y aditiva. Se define de la siguiente manera:

$$v(\varphi) = \sum_{S \subset N, 1} \frac{(S!(N-S-1)!}{N!} (v_{SU}(i))$$

4. Resultados

Estimación del coeficiente de Gini y la curva de Lorenz para Bolivia

En el siguiente cuadro podemos observar que en Bolivia la desigualdad es más alta en las zonas rurales (0,48) que en las urbanas (0,39); y además el valor nacional (0,42) refleja ese promedio ponderado.

Cuadro 1. Bolivia: Coeficiente de Gini por área (2022)

Coeficiente:
 Coeficiente de Gini
 Variable(s) de agrupación: Área

Grupos de población	Estimación	Error estándar	t	P> t	(95% de intervalo de confianza)	
Urbana rural						
Urbana	0,3856	0,0019	199,4893	0,0000	0,3818248	0,3894023
Rural	0,4814	0,0040	121,618	0,0000	0,4736531	0,4891702
Población	0,4208	0,0017	241,2186	0,0000	0,4173962	0,4242349

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Hogares (EH) de 2022 realizada por el INE.

El coeficiente de Gini nacional de Bolivia, estimado en 0,42, evidencia un nivel de desigualdad moderado en la distribución del ingreso, lo que es coherente con las tendencias históricas observadas en América Latina. No obstante, al desagregar el indicador por áreas de residencia, se advierte una disparidad significativa entre el ámbito urbano (0,39) y el rural (0,48). Este contraste revela que la desigualdad de ingresos es sustancialmente más pronunciada en las zonas rurales, donde persisten limitaciones estructurales relacionadas con la concentración de la tierra, la baja productividad agrícola y el acceso limitado a la educación, la infraestructura y los servicios básicos. En cambio, las áreas urbanas presentan una distribución del ingreso relativamente más equitativa, probablemente asociada con una mayor diversificación económica y mejores oportunidades laborales. En consecuencia, los resultados sugieren que las políticas públicas para reducir la desigualdad deberían enfocarse especialmente en el ámbito rural, donde las brechas son más grandes y deben priorizar la inclusión productiva y social de la población rural, a fin de promover un desarrollo más equilibrado y sostenible entre territorios.

El análisis de los coeficientes de Gini por departamento en Bolivia (cuadro 2) permite identificar diferencias significativas, en la distribución del ingreso entre las distintas regiones del país. En términos generales, los valores reportados oscilan entre 0,29 y 0,53, lo que refleja una desigualdad que varía de baja a alta según el contexto departamental.

Cuadro 2. Bolivia: Coeficiente de Gini por departamentos (2022)

Coeficiente:

Coeficiente de Gini

Variable(s) de agrupación: Departamento

Grupos de población	Estimación	Error estándar	t	P> t	(95% de intervalo de confianza)	
Departamento						
Chuquisaca	0,4464	0,0066	67,43445	0,0000	-4334635	-4594156
La Paz	0,3929	0,0038	102,9137	0,0000	-3853798	-4003442
Cochabamba	0,4039	0,0041	99,13474	0,0000	-3958848	-4118549
Oruro	0,4207	0,0062	67,45738	0,0000	-408449	-4328949
Potosí	0,5322	0,0065	81,80626	0,0000	-5194325	-544934
Tarija	0,3788	0,0058	65,44883	0,0000	-3674406	-3901279
Santa Cruz	0,4020	0,0036	110,815	0,0000	-3948621	-4090818
Beni	0,4107	0,0086	47,54365	0,0000	-393813	-4276797
Pando	0,4645	0,0072	64,2616	0,0000	-4503756	-4787134
Población	0,4208	0,0017	241,2186	0,0000	-4173962	-4242349

Fuente: Elaboración propia con base en la EH de 2022 realizada por el INE.

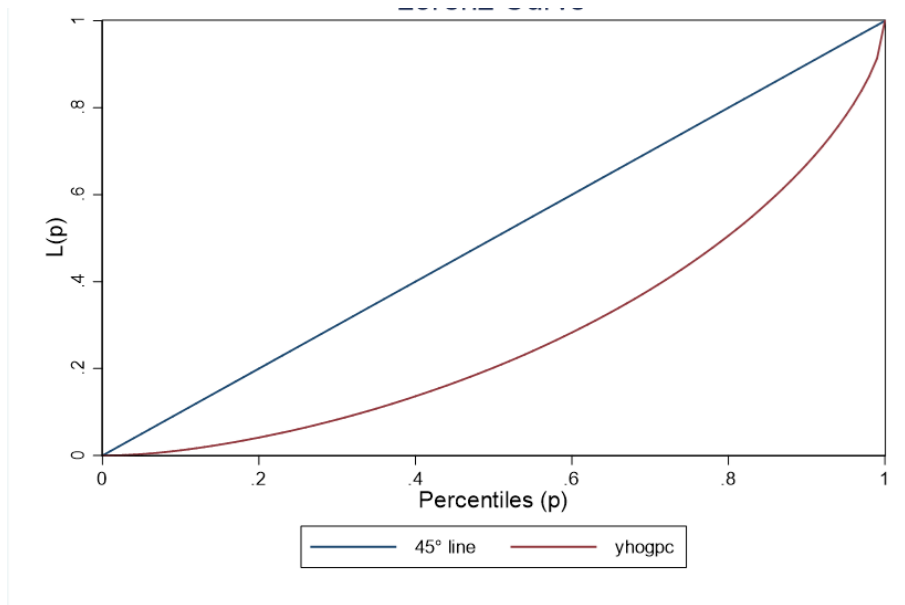
El departamento de Tarija presenta el coeficiente más bajo (0,38), lo que sugiere una distribución del ingreso más equitativa, posiblemente asociada a una mayor diversificación económica y un mejor acceso a los servicios básicos. En el extremo opuesto, Potosí registra el valor más alto (0,53), lo que evidencia una desigualdad considerable vinculada a factores estructurales como la pobreza persistente, la diversificación productiva limitada y la concentración de recursos.

Chuquisaca (0,45) y Pando (0,46) también muestran niveles elevados de desigualdad, lo que indica brechas significativas en el acceso a ingresos y oportunidades. Cochabamba (0,40), Oruro (0,42), Santa Cruz (0,40) y Beni (0,41) se sitúan en un rango medio, con desigualdades moderadas relacionadas principalmente con contrastes entre zonas urbanas y rurales. Por su parte, La Paz (0,39) presenta un nivel de desigualdad relativamente bajo, lo que sugiere una mejor distribución del ingreso en comparación con otros departamentos.

En conjunto, los resultados evidencian una heterogeneidad regional marcada en la distribución del ingreso. Por lo tanto, las políticas públicas orientadas a la reducción de la desigualdad deberían adoptar un enfoque territorial diferenciado y priorizar intervenciones

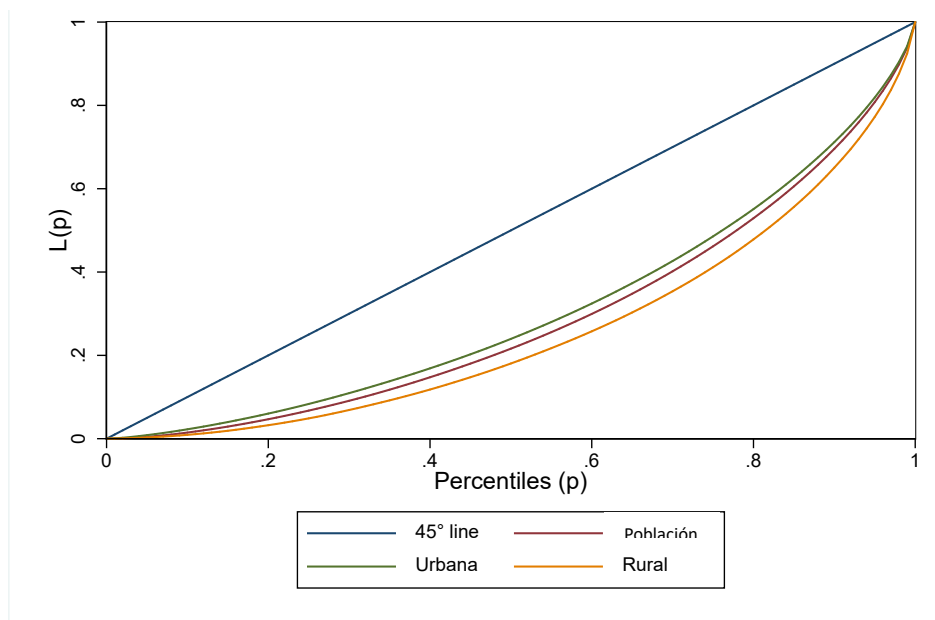
en los departamentos con mayor desigualdad (especialmente en Potosí, Chuquisaca y Pando), con el fin de promover un desarrollo económico y social más equilibrado y sostenible.

Gráfico 1. Bolivia: Curva de Lorenz (2022)



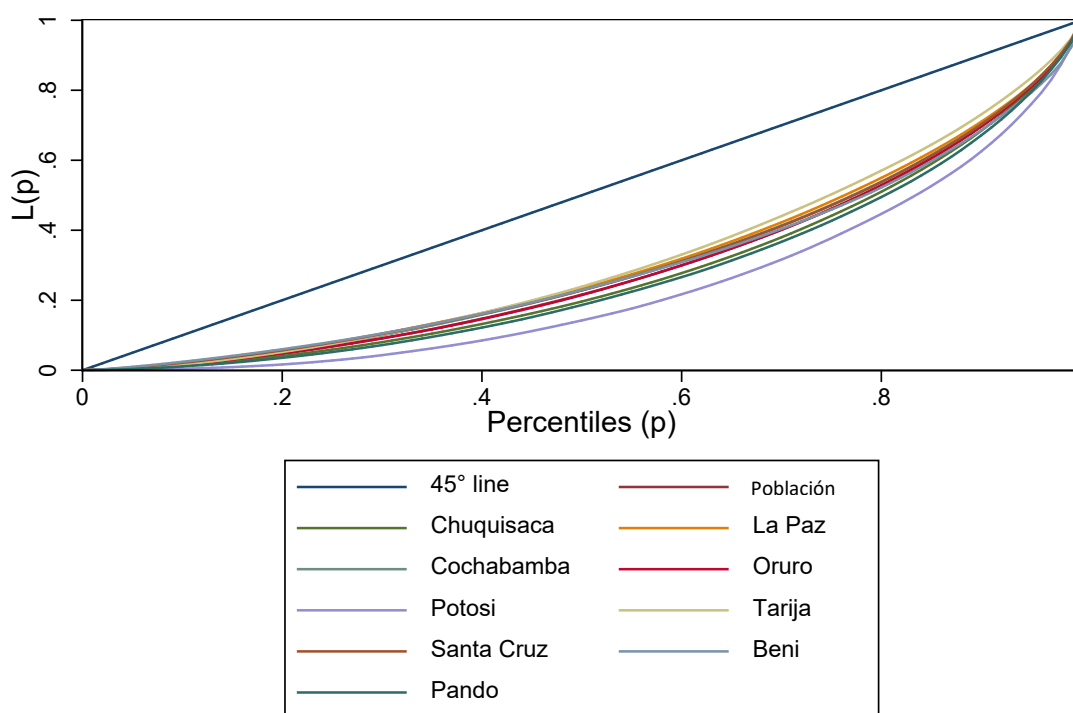
Fuente: Elaboración propia, con base en la EH de 2022 realizada por el INE.

Gráfico 2. Bolivia: Curva de Lorenz por área (2022)



Fuente: Elaboración propia con base en la EH de 2022 realizada por el INE.

Gráfico 3. Bolivia: Curva de Lorenz a nivel departamental (2022)



Fuente: Elaboración propia, con base en la EH 2022 del INE.

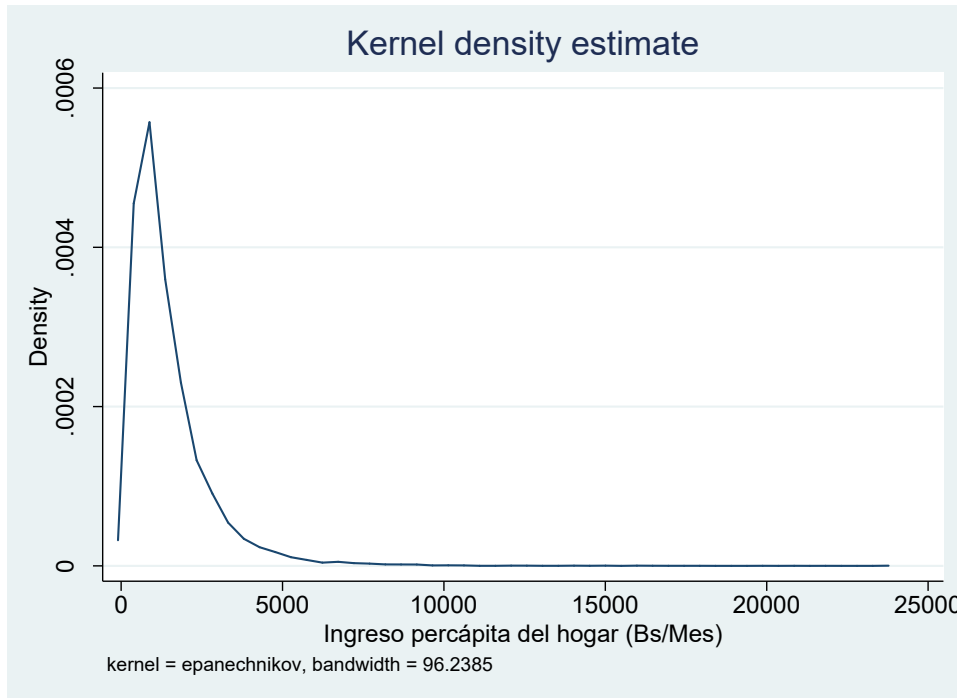
Cuadro 3. Bolivia: Interpretación del nivel de desigualdad a nivel departamental (2022)

Departamento	Coefficiente de Gini	Nivel de desigualdad	Interpretación breve
Chuquisaca	0,45	Alta	Muestra una desigualdad significativa, aunque menor que en Potosí
La Paz	0,39	Moderada – Baja	Distribución relativamente equitativa, aunque persisten las brechas
Cochabamba	0,40	Moderada	Nivel medio de desigualdad cercano al promedio nacional
Oruro	0,42	Moderada-alta	Desigualdad un tanto superior al promedio, posiblemente por diferencias urbano-rurales
Potosí	0,53	Muy alta	Es el departamento con mayor desigualdad ; refleja amplias brechas en el ingreso y en las condiciones socioeconómicas
Tarija	0,38	Baja	Es el departamento con menor desigualdad del país; distribución del ingreso más equitativa
Santa Cruz	0,40	Moderada	Desigualdad promedio asociada a la concentración de ingresos en las áreas urbanas
Beni	0,41	Moderada	Nivel de desigualdad similar al nacional, con contraste entre zonas urbanas y rurales
Pando	0,46	Alta	Desigualdad considerable, posiblemente ligada a una distribución desigual de recursos y oportunidades

Fuente: Elaboración propia con base en la EH de 2022 realizada por el INE.

Estimación no paramétrica de densidad. Distribución (Kernel Density Estimate, KDE).

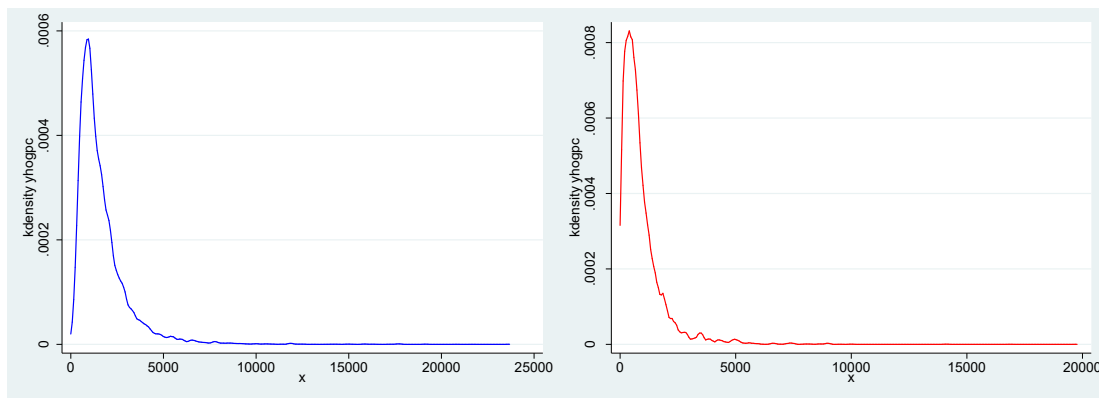
Gráfico 4. Distribución de (*Kernel Density Estimate, KDE*)



Fuente: Elaboración propia con base en la EH de 2022 realizada por el INE.

El *bandwidth* de 96,2385 indica el rango de vecindad (aproximadamente 96 unidades de la variable de análisis; por ejemplo, 96 bolivianos de ingreso) que el estimador utiliza para suavizar cada punto. Cada valor de ingreso contribuye a estimar la densidad de los valores cercanos dentro de $\pm 96,24$ unidades.

Gráfico 5. Estimación por área urbana y rural de la distribución *Kernel*



Fuente: Elaboración propia con base en la EH de 2022 realizada por el INE.

Estimación de Shapley, descomposición del Gini

Los valores de Shapley que se presentan en el cuadro 4 muestran la contribución marginal de cada tipo de ingreso a la predicción del modelo. La magnitud indica qué tanto aporta cada tipo y el signo indica si este empuja la predicción hacia arriba o hacia abajo (en este caso ambos son positivos).

Cuadro 4. Descomposición Shapley del Gini

Descomposición del índice de Gini por componentes de ingresos (utilizando el valor de Shapley)

Tiempo de ejecución: 3,68 segundos

Coefficiente de Gini: 0,384730

Fuente	Participación en los ingresos	Contribución absoluta	Contribución relativa
1: Ingreso laboral	0,950398	0,357978	0,930465
2: Ingreso no laboral	0,071385	0,026752	0,69535
Total	1,000,000	0,384730	1,000,000

Fuente: Elaboración propia con base en la EH de 2022 realizada por el INE.

Cuadro 5. Contribución marginal de los ingresos

Contribuciones marginales:

Fuente	Nivel 1	Nivel 2
1: Ingreso laboral	0,188144	0,169834
2: Ingreso no laboral	0,022531	0,004221

Fuente: Elaboración propia con base en la EH de 2022 realizada por el INE.

El análisis de valores de Shapley permite descomponer la predicción del modelo para identificar la contribución marginal de cada tipo de ingreso. Los resultados obtenidos muestran que existe una elevada dependencia del ingreso laboral como predictor principal.

Cuadro 6. Contribución del ingreso al coeficiente de Gini

Variable	Valor Shapley	Interpretación
Ingreso laboral	0,95	Es el determinante casi absoluto de la predicción. El modelo depende principalmente del ingreso proveniente del trabajo
Ingreso no laboral	0,07	Tiene una contribución marginal muy limitada. Su ausencia no modificaría de manera significativa las predicciones

Fuente: Elaboración propia con base en la EH 2022

5. Conclusiones

El coeficiente de Gini de Bolivia, estimado en 0,42, evidencia un nivel de desigualdad moderado en la distribución del ingreso, lo que es coherente con las tendencias históricas observadas en América Latina. No obstante, al desagregar el indicador por áreas de residencia, se advierte una disparidad significativa entre el ámbito urbano (0,39) y el rural (0,48).

El departamento de Tarija presenta el coeficiente más bajo (0,38), lo que sugiere una distribución del ingreso más equitativa, posiblemente asociada a una mayor diversificación económica y un mejor acceso a los servicios básicos. En el extremo opuesto, Potosí registra el valor más alto (0,53), lo que evidencia una desigualdad considerable vinculada a factores estructurales como la pobreza persistente, la limitada diversificación productiva y la concentración de recursos.

Chuquisaca (0,45) y Pando (0,46) también muestran niveles elevados de desigualdad, lo que indica brechas significativas en el acceso a ingresos y oportunidades. Cochabamba (0,40), Oruro (0,42), Santa Cruz (0,40) y Beni (0,41) se sitúan en un rango medio, con desigualdades moderadas relacionadas principalmente con contrastes entre zonas urbanas y rurales. Por su parte, La Paz (0,39) presenta un nivel de desigualdad relativamente bajo, lo que sugiere una mejor distribución del ingreso en comparación con otros departamentos.

El *bandwidth* de 96,2385 indica que cada valor del ingreso contribuye a estimar la densidad de los valores cercanos dentro de $\pm 96,24$ unidades. El análisis de valores de Shapley permite descomponer la predicción del modelo para identificar la contribución marginal de cada tipo de ingreso. Los resultados obtenidos muestran que existe una elevada dependencia del ingreso laboral como predictor principal.

6. Referencias

- Alarcón, H. B. (2020). OIT. Perspectivas sociales y del empleo en el mundo. *Pensamiento universitario*, (31), 23-23.
- Atkinson, A. (2015). *Inequality: What Can Be Done?* Harvard University Press.
- Autor, D. (2014). Skills, Education and the Rise of Earnings Inequality Among the ‘Other 99 Percent’. *Science*, 344(6186), 843–851.
- Banco Mundial. (2023) Oportunidades para la juventud de América Latina y el Caribe frente al dilema del desempleo.
- Becker, G. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. University of Chicago Press.
- Bernal, E (2015). Impacto de la educación sobre la pobreza y la desigualdad en Bolivia. *Revista estudios de políticas públicas*, 1(1), 251–254. DOI: <https://doi.org/10.5354/0719-6296.2015.38381>.
- Blackwood, D.L.; Lynch, R.G. (1994). “The Measurement of Inequality and Poverty: A Policy Maker's. Guide to the Literature”. *World Development*, vol.22, n.4
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe -CEPAL- (2023). *Panorama social de América Latina*. Naciones Unidas. Santiago de Chile.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe -CEPAL- (2022). *Panorama Social de América Latina*. Naciones Unidas. Santiago de Chile.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe -CEPAL- (2020). *Panorama Social de América Latina*. Naciones Unidas. Santiago de Chile.
- Contreras, D. (1998). *Pobreza, desigualdad, bienestar y políticas sociales. Elementos metodológicos para el debate*. Santiago, Chile: Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Cruces, G., Gasparini, L. y Lustig, N. (2015). *Declining Inequality in Latin America in the 2000s: The Cases of Argentina, Brazil, and Mexico*. World Development. Chicago.
- Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Johns Hopkins University Press.
- Fields, G. (2019). *Labor Markets and Income Distribution in Developing Countries*. IZA World of Labor.

- Furtado, C. (1976). *Teoría y política del desarrollo económico*. Siglo XXI Editores, México.
- Gasparini, L. y Lustig, N. (2011). *The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America*. Brookings Institution. Universidad Nacional de La Plata, Argentina.
- Goldberg, P. y Pavcnik, N. (2007). Distributional Effects of Globalization in Developing Countries. *Journal of Economic Literature*, 45(1), 39–82.
- Härdle, W. (1990). *Applied Nonparametric Regression*. Cambridge University Press.
- Instituto Nacional de Estadística -INE Bolivia-. (2022). *Encuesta de Hogares 2022*. La Paz, Bolivia.
- ILO, (2021). Panorama Laboral América Latina y el Caribe.
- Kaldor, N. (1957). A Model of Economic Growth. *The Economic Journal*, 67(268), 591-624. DOI: <https://doi.org/10.2307/2227704>.
- Kakwani, N. y Podder (1976), “Efficient Estimation of the Lorenz Curve and Associated Inequality Measures from Grouped Observations”, en *Econometrica* Vol. 44, N° 1.
- Kakwani, N. (1980), “Functional Forms for estimating The Lorenz Curve: A Reply”, en *Econometrica* Vol. 48, N° 4.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45(1).
- López-Calva, Luis F.; Cruces, Guillermo; Lach, Samantha; Ortiz-Juárez, Eduardo, (2014) Clases Medias y Vulnerabilidad a la Pobreza. Reflexiones desde América Latina El Trimestre Económico, vol. LXXXI (2), núm. 32
- Lundberg, S. M. y Lee, S. I. (2017). A Unified Approach to Interpreting Model Predictions. *Advances in Neural Information Processing Systems*, 30, 4765-4774.
- Lustig, N. (2019). *Fiscal Policy, Inequality, and the Poor in the Developing World*. Banco Mundiak, Washington.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press.
- Maurizio, R. (2019). Distribución del ingreso y mercado de trabajo en América Latina durante el nuevo milenio: Tendencias y Factores asociados. CONICET, Buenos Aires.
- Maurizio, R. y Vázquez, G. (2016). Distribution Effects of the Minimum Wage in Four Latin American Countries: Argentina, Brazil, Chile and Uruguay, *International Labour Review*, vol. 155 (1): 97-131.
- Ñopo, H. (2012). *New Century, Old Disparities: Gender and Ethnic Wage Gaps in Latin America*. Banco Mundial.

- Rasche, RH, J. Gaffney, AYC Koo y N. Obst (1980) Formas funcionales para estimar la curva de Lorenz, *Econometrica*, 48, 1061-1062
- Piketty, T. (2014). *Capital in the Twenty-First Century*. Harvard University Press.
- Prebisch, R. (1950). *The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems*. Naciones Unidas.
- Sen, A. (1997). *On Economic Inequality*. Clarendon Press.
- Shapley, L. S. (1953). A Value for n-Person Games. *Contributions to the Theory of Games*, 2, 307–317.
- Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman & Hall.
- Stiglitz, J. (2012). *The Price of Inequality*. Norton & Company.
- Tokman, V. (2007). *Informalidad, inseguridad y cohesión social en América Latina*. CEPAL, Santiago de Chile.
- Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas -UDAPE- (2023). *Informe de desarrollo económico y social de Bolivia*. La Paz, Bolivia.
- Wand, M. P. y Jones, M. C. (1995). *Kernel Smoothing*. Chapman & Hall.
- Weller, J. (2021). *Instituciones laborales y desigualdad en América Latina*. CEPAL, Santiago de Chile.