

Estimación de la función de bienestar social de Amartya Sen para América Latina*

John Michael Riveros-Gavilanes**

M&S Research Hub, Alemania

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n59.88235>

Resumen

El presente artículo realiza una serie de aproximaciones empíricas sobre la formulación teórica de la función de bienestar social de Sen (1974), aplicadas al contexto latinoamericano entre 1995 y 2018, para establecer las tendencias de bienestar social en el periodo de análisis. Las estimaciones involucran la formulación original de Sen y su versión generalizada propuesta por Mukhopadhyaya (2003a; 2003b). El artículo contribuye –igualmente– a la exploración de las relaciones de largo plazo entre el bienestar, la desigualdad y el ingreso a través del análisis de cointegración de datos de panel. Los resultados indican la existencia de relaciones de largo plazo entre estas variables, una elasticidad ligeramente mayor sobre el bienestar desde la distribución del ingreso que desde el crecimiento económico, mientras que en el corto plazo el bienestar solamente es explicado a través de este último. Finalmente, para los países latinoamericanos se establece su posicionamiento a partir de los niveles de bienestar. Las predicciones del modelo econométrico planteado coinciden –en términos de comportamiento y posición comparativa del bienestar social entre países en relación– con la estimación del planteamiento original de Sen aplicado a América Latina.

Palabras clave: bienestar; desigualdad; crecimiento; ingreso; América Latina.


JEL: D63; E25; O54; O57.

Estimating Amartya Sen's Social Welfare Function for Latin America

Abstract

This article carries out a series of empiric approximations of the theoretical formula for Sen's (1974) social welfare function, applied to the Latin American context between 1985 and 2018 to establish social welfare tendencies in the period analyzed. The estimates involve Sen's original formula and its generalized version proposed by Mukhopadhyaya (2003a; 2003b). The article contributes – likewise – to the exploration of the long-term relations between welfare, inequality and income through a co-integration analysis of panel data.

* **Artículo recibido:** 11 de junio de 2020 / **Aceptado:** 26 de enero de 2021 / **Modificado:** 8 de febrero de 2021. El artículo es el resultado de un producto de investigación de la línea de Economía de lo Público por parte de la Corporación Centro de Interés Público y Justicia (CIPJUS). Grupo Colciencias: Grupo de Investigación Interés Público y Justicia (GIPJ). Código: COL0189561 ScienTI. Sin financiación.

** Especialista en Proyectos del Desarrollo por la Escuela Superior de Administración Pública (ESAP), Colombia. Investigador Económico de CIPJUS (Bogotá, Colombia) y miembro del consejo académico en M&S Research Hub (Kassel, Alemania). Correo electrónico: riverso@ms-researchhub.com  <https://orcid.org/0000-0003-4939-0268>

Cómo citar/ How to cite this item:

Riveros-Gavilanes, J. M. (2021). Estimación de la función de bienestar social de Amartya Sen para América Latina. *Ensayos de Economía* 31(59), 13-40. <https://doi.org/10.15446/ede.v31n59.88235>

The results point to the existence of long-term relationships between these variables, a slightly greater elasticity for social welfare when based on income distribution than when based on economic growth, while in the short-term social welfare is only explained through the latter. Finally, positioning for Latin American countries is established through their levels of social welfare. Forecasts made with the proposed econometric model coincide – in terms of behavior and comparative social welfare position among the countries listed – with the estimate from the original Sen approach applied to Latin America.

Keywords: social welfare; inequality; growth; income; Latin America.

JEL: D63; E25; O54; O57.

Introducción

Una de las problemáticas existentes en todas las sociedades del mundo desde la introducción del capitalismo como sistema económico, ha sido la intrínseca relación entre bienestar, desigualdad e ingreso. Debates importantes sobre la visión del bienestar se han dado desde diversas perspectivas para la argumentación de decisiones de política económica, entre las que se pueden mencionar la teoría de la elección social de Arrow (1963), la óptica del bienestar –*welfarism*– (Roberts, 1980) o incluso las clásicas consideraciones utilitaristas de Bentham (1781/2000) o John Stuart Mill (1863/2001) aplicadas a la realidad neoclásica en Blackorby et al. (2002).

La necesidad de discutir, analizar y estudiar esta problemática mantiene su vigencia en la actualidad, dado que los patrones de concentración del ingreso han tendido a incrementarse a lo largo del mundo en pleno siglo XXI (Berman et al., 2016; Chancel et al., 2017; Piketty, 2013), afectando los niveles de bienestar social (McGillivray & Markova, 2010). Esta cuestión, por su nivel de complejidad, debe considerar investigaciones separadas para economías homogéneas en términos del nivel de desarrollo económico. Ejemplos de estas investigaciones se encuentran en los estudios de Milanovic (2013) y Cobham et al. (2016) entre otras.

En este artículo se plantea una serie de estimaciones empíricas desde la aproximación del instrumento teórico de la función de bienestar social (del inglés *Social Welfare Function* –SWF–) formulado por Sen (1974), que permite establecer –en primera medida– un orden causal entre los niveles de bienestar de una economía, explicados a partir de las condiciones existentes del nivel de ingresos y la desigualdad presente en los mismos, y –en segunda medida– permite la clasificación y posicionamiento comparativo entre niveles de bienestar social por país en el contexto latinoamericano desde 1995 a 2018. Se contribuye el análisis empírico con una estimación econométrica de la SWF diferenciando entre las relaciones de corto y largo plazo para América Latina, donde se provee –finalmente– el comparativo de posicionamiento entre países para el año 2018.

El aporte de este artículo –en especial de esta estimación– es su escasez en la literatura económica. De hecho, solamente ocho registros empíricos se han establecido hasta la fecha específicamente con la propuesta de Sen (1974). El primero, planteado en el artículo de Sen (1976), el cual utiliza la función de bienestar social para establecer comparaciones intra estatales del ingreso real en la India entre los años de 1961 y 1962 con el fin de proveer una aproximación

a la medición del bienestar expresado a través del nivel de ingreso y la concentración de este. El segundo, se ubica en Berrebi y Silber (1987) en el cual los autores proveen un análisis de los cambios en el bienestar utilizando la función social de Sen durante los años 1960, 1970 y 1980 para Estados Unidos. El tercero –basado en el contexto latinoamericano– lo desarrollan Gasparini y Sosa Escudero (2001), estimando empíricamente series del bienestar con diferentes aproximaciones para Argentina entre los años de 1980 y 1998¹. El cuarto lo desarrolla Mukhopadhaya (2003a) donde se propone una generalización de la función de Sen de 1974 y una desagregación por componentes del ingreso nacional aplicando el coeficiente de Gini, derivando en el establecimiento de las tendencias del bienestar para Australia desde 1984 a 1994. El quinto, desarrollado por el mismo autor (Mukhopadhaya, 2003b), analiza la estimación del bienestar social desde la aproximación Sen (1976) y utiliza la versión generalizada que él mismo plantea para analizar los cambios y posicionar los niveles de bienestar social en Singapur. El sexto estudio se ubica en Baluch y Razi (2007), quienes estiman la tendencia del bienestar durante 1970 a 2002 en Pakistán, con el enfoque tradicional de la función de Sen (1974). El séptimo, es realizado por parte de Bishop et al. (2009) donde se presentan procedimientos estadísticos que permiten derivar una aproximación a una teoría asintótica sobre la que trabaja la SWF de Sen, los autores posicionan los 50 estados de Estados Unidos del año de 1980 y su *ranking* por niveles de bienestar. Finalmente, el octavo estudio empírico, se ubica en Mukhopadhaya (2014) siguiendo la misma línea de su anterior estudio profundizado a Singapur desde 1984 a 2011, el cual incorpora elementos asociados al trade-off de eficiencia y equidad para el país.

En este artículo se estima las aproximaciones de Sen y Mukhopadhaya de la SWF aplicadas en el contexto latinoamericano para determinar la tendencia del bienestar social por país. Asimismo, presenta la inclusión de una aproximación econométrica que busca calcular la medida de sensibilidad del bienestar ante cambios en el nivel de ingreso per cápita y la concentración del ingreso para América Latina entre los años de 1995 y 2018, dicha aproximación se basa en el análisis de cointegración de Engle y Granger (1987) extendido a la aplicación de panel de datos.

La relación generalizable entre desigualdad, bienestar e ingreso

Desde su origen en Bergson (1938), la SWF ha evolucionado significativamente dentro de la teoría económica, la cual ha tenido puntos de discusión interesantes sobre el debate de equidad y eficiencia. Tal y como lo menciona Mukhopadhaya (2003a) en la práctica, la función se utiliza en la consideración de impactos distributivos para la sociedad en relación con el análisis de la disyuntiva de eficiencia y equidad en el bienestar social. La SWF abreviada se representa en su aproximación más simple como:

1 De orden similar Gasparini y Weinschelbaum (1991) presentan un estudio donde se analizan medidas de bienestar para América Latina y Argentina en el periodo de 1963 a 1980 –estudio que no se encuentra estrictamente ligado a la teoría de Sen aquí referenciada–.

$$W=W(S,\theta), \quad [1]$$

donde W es el nivel de bienestar social, S y θ son funciones del perfil de ingresos x de la sociedad. La característica de S en la ecuación 1 es que es una representación del ingreso total de la sociedad, el cual busca capturar el aspecto de eficiencia en la economía. Por otro lado, θ representa el nivel de desigualdad enmarcado en la sociedad y busca capturar el aspecto de equidad en el análisis.

Las propiedades de la función 1 deben satisfacer:

$$\frac{\partial W}{\partial S} > 0 \quad [2]$$

$$\frac{\partial W}{\partial \theta} < 0 \quad [3]$$

Es decir, la SWF de la ecuación [1] debe ser creciente respecto al perfil de ingresos de la sociedad, y decreciente en relación con el nivel de desigualdad. Además de esto impondremos que [1] debe ser cóncava para reflejar el criterio de preferencia por la equidad necesario en el análisis. Mukhopadhaya (2003a) en este punto indica que la preferencia por la equidad está dada al existir una transferencia del ingreso de una persona con alto nivel de ingreso hacia una con bajo nivel; dicha transferencia mejora el nivel de bienestar social considerablemente.

La función de la ecuación 1 también tiene que estar acorde con el principio de Pareto en el cual, si hay un incremento en el ingreso de una persona, con todas las demás variables constantes, el nivel de bienestar aumentará. Simbólicamente esto está expresado como:

$$\frac{\partial W}{\partial x_i} > 0, \quad i=1,2,\dots, N. \quad [4]$$

Aquí se refiere al nivel de ingreso del individuo considerando individuos en la población. La relación de [4] indica una variación positiva del nivel de bienestar social ante la variación positiva del nivel de ingreso del individuo sin importar su posicionamiento o nivel de ingresos.

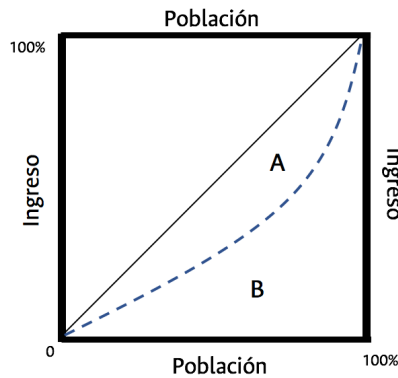
Sen (1974) asume que la utilidad marginal de la sociedad en su conjunto está inversamente relacionada con su posicionamiento en la distribución del ingreso. Esto implica que, las transferencias de ingreso entre el grupo poblacional con mayores ingresos hacia el grupo poblacional con menores ingresos, incrementa de forma general el nivel de bienestar de la sociedad. Esta perspectiva, permite la introducción axiomática desde la visión de Sen de la SWF que se define como:

$$W = y(1 - G) \quad [5]$$

Donde y es el ingreso medio de la sociedad y G es el coeficiente de Gini en la distribución del ingreso. La SWF en [5] es la llamada función de bienestar social de Sen y cumple con las condiciones [2] y [3]. El índice de Gini en este contexto considera el ordenamiento por percentiles poblacionales en relación con la distribución general del ingreso de la economía, lo que satisficé la condición de incrementos en la utilidad marginal de la sociedad respecto a transferencias del ingreso considerando la ubicación de grupos poblacionales ordenados.

El coeficiente de Gini, se define como el doble del área que comprende la línea de distribución igualitaria (45° grados) y la curva de Lorenz. La mencionada área está demarcada en la figura 1, como el punto A. Por esta razón, el complemento del coeficiente de Gini ($1 - G$) se representa como el doble del área B que se define a partir del área debajo de la curva de Lorenz.

Figura 1. Curva de Lorenz



— Recta de distribución igualitaria - - - La curva de Lorenz

Fuente: elaboración propia.

La inferencia de lo anterior es que, a mayores niveles de concentración del ingreso, existe una disminución del bienestar general de la sociedad –desde la expresión de la SWF de Sen–, debido a que, el doble del área de B –es decir $1 - G$ denominado complemento de Gini– se reduce paulatinamente a medida que el área demarcada en A aumenta. La tasa de sustitución entre desigualdad y eficiencia en el contexto de la SWF de Sen está dada como:

$$\frac{dG}{dy} = \frac{1 - G}{y} \quad [6]$$

Por [6] se destaca que la tasa de sustitución es altamente sensible a los cambios en el ingreso y , a diferencia de los cambios en el nivel de desigualdad G , considerando que estas dos variables están determinadas por el perfil de ingresos x de la sociedad.

Una discusión importante emerge en este punto. Mukhopadhaya (2003a) argumenta que tanto G como y están determinados y —por lo tanto— el agente decisor dentro de la economía no puede cambiar o alterar estas variables para diferentes niveles de crecimiento económico o del ordenamiento en la distribución del ingreso. Sin embargo, este aspecto puede ser discutido en más de un sentido. Para empezar, el Estado y la administración pública juegan un rol importante en el proceso de redistribución del ingreso, afectando directamente los niveles de desigualdad económica (Tomaszewicz & Trębska, 2015) y desarrollo económico (Gründler & Köllner, 2017). En este sentido, Zhang (2007) advierte que no solo son los canales de gasto público o transferencias gubernamentales los que influyen en los niveles de desigualdad, sino también los procesos de inversión pública —en especial los focalizados a educación— que afectan los niveles de concentración del ingreso y en general el patrón de desarrollo de una economía.

Por ende, se argumenta que el valor de G puede ser variante en el tiempo a partir del conjunto de decisiones de políticas distributivas de las economías que los gobiernos implementen y hagan efectivas. En este sentido, el proceso de redistribución del ingreso juega un rol imperante en las mejoras agregadas del bienestar, teniendo una estrecha vinculación con las decisiones de política económica, aunque con menor impacto que el crecimiento económico dada la tasa de sustitución en [6].

La formulación de Sen basada en la expresión 5 indica que su formulación se puede interpretar como una función paretiana extrema² de bienestar social (Mukhopadhaya, 2003b) e intenta cubrir las deficiencias de la curva de Lorenz, dado que permite estimar la tendencia general de bienestar desde sus componentes de eficiencia y equidad (Ndamsa et al., 2020).

El proceso de generalización de la SWF de Sen surge como una crítica al estricto cumplimiento del principio de Pareto, dicha generalización la propone Mukhopadhaya³ (2003a) y es definida a partir del planteamiento:

$$W = y^\beta (1 - G). \quad [7]$$

Nótese que si $\beta < 1$, la SWF deja de tener un comportamiento basado en el principio de Pareto definido en [4] y esto se explica en el teorema número 1 de Mukhopadhaya (2003a), que se encuentra desarrollado en el anexo A. La justificación es que no todos los cambios positivos en el ingreso de todos los grupos poblacionales incrementan de la misma manera el bienestar social agregado,

2 Esto es expresado en la ecuación 4, e indica a grandes rasgos que un incremento en el nivel de ingresos de cualquier individuo i , sin importar su posición en la distribución del ingreso, trae consigo mejoras en el bienestar social de forma general.

3 Antes de esta publicación formal, hay referencias de documentos de trabajo que explican más detalladamente el proceso de generalización. Para más información véase Mukhopadhaya (2001a) y Mukhopadhaya (2001b).

la crítica es que el criterio del principio Pareto puede no aplicar para los percentiles poblacionales que tienen la mayor cantidad de ingresos. En este sentido, variaciones positivas del ingreso en este percentil poblacional, puede tener un efecto nulo o incluso negativo en el bienestar social agregado y, por ende, no es aplicable el principio de Pareto representado en [4]. Siempre que $\beta < 1$, la función deja de regirse por el principio mencionado; esta perspectiva es compartida por Baluch & Razi (2007), enfatizando que las variaciones positivas en los grupos poblacionales de mayores ingresos no siempre traen consigo variaciones positivas en los niveles de bienestar social agregado. Aquí es de destacarse que cuando la SWF generalizada de [7] tiene un valor de $\beta = 1$, la resultante será la formulación original de Sen (1974), expresada en la ecuación 5.

Aspectos metodológicos

Estimación tradicional de la SWF

A partir del apartado anterior, existen dos funciones que nacen desde la perspectiva de Sen: en primera medida, la tradicional función consignada en la ecuación 5 y, en segunda medida, su forma generalizada propuesta por Mukhopadhaya (2003a), representada en la ecuación 7. En este apartado, se discuten las formas de estimación de ambas.

De forma general, considerando una periodicidad anual entre 1995 y 2018 para 15 países de América Latina⁴, se propone la estimación de la función original de bienestar social planteada en Sen (1974) de la forma:

$$W_{it} = y_{it} (1 - G_{it}), \quad [8]$$

donde i representa el subíndice asociado a un determinado país, y hace referencia al tiempo – en forma anual—. Bajo esta perspectiva, W es sencillamente el cálculo resultante del producto del ingreso medio de la sociedad y , asumido como el PIB per cápita real en moneda común para todos los países, y el complemento del coeficiente de Gini ($1 - G$). Esta aproximación se utiliza con fines comparativos (Baluch & Razi, 2007; Mukhopadhaya, 2003a; Sen, 1976) en harás de determinar cuantitativamente la tendencia de bienestar agregado por país.

En segundo lugar, con el uso de la función generalizada de Sen desarrollada por Mukhopadhaya (2003a) de la forma:

$$W_{it} = y_{it}^{\beta} (1 - G_{it}). \quad [9]$$

4 La muestra abarca los países de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay.

El cálculo puede realizarse asumiendo valores constantes de β , en virtud de establecer diferencias cuantitativas en los niveles de bienestar social de las economías bajo la óptica que rechaza el principio paretiano en la función de Sen. Según el estudio de Mukhopadhaya (2003b), usar un valor constante como $\beta = 0.5$, permite identificar una diferencia destacable con la función original de Sen sin generalizar, diferencia que surge en las comparaciones y posicionamiento entre los niveles de bienestar⁵. Hasta este punto, bajo el enfoque original de la SWF de Sen, se asume que el bienestar social W es desconocido y solo es medible a través de la expresión del ingreso medio junto con el coeficiente de Gini G .

En este artículo se propone la posibilidad de usar una variable proxy que capture la esencia de W en virtud de determinar econométricamente el valor de β , lo cual es una aproximación más realista que asumir que la elasticidad del bienestar-ingreso es constante en todos los periodos de tiempo para los países de análisis. La elección de una variable como medición del bienestar ha sido debatida ampliamente en la literatura y teoría económica (Anand & Harris, 1994). Sin embargo, aquí se considera el indicador sintético propuesto por el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) denominado Índice de Desarrollo Humano (IDH). Esta variable compone rasgos importantes capturados por las dimensiones de salud, educación y el nivel de vida digno que inciden directamente en el nivel de bienestar para los habitantes de una economía (PNUD, 2019). De hecho, tal y como lo proponen Sen (1974) y Mukhopadhaya (2003a) desde la SWF, el énfasis del bienestar tiende a estar principalmente explicado por el nivel de ingreso en la determinación del bienestar W , el cual es un componente principal en la construcción del IDH, pero no determinado únicamente por este mismo, sino en conjunto con los demás componentes relacionados con la salud y el conocimiento que constituyen factores esenciales en los niveles de bienestar de la población de cada país.

Estimación econométrica

De la función de bienestar social generalizada de la ecuación [9], se propone que representa la elasticidad bienestar-ingreso en la formulación teórica de Sen, así mismo el complemento del coeficiente de Gini se le puede asignar como exponente un parámetro de elasticidad en relación con el nivel de bienestar, junto a esto se considera que existe un parámetro autónomo de bienestar independiente del ingreso y de la desigualdad, así como la especificación de un componente de efectos fijos individuales para capturar la heterogeneidad individual de los países. De esta forma que el modelo es especificado como:

$$W_{it} = y_{it}^{\beta_I} (1 - G_{it})^{\alpha} e^{\beta_0 + \mu_i + u_{it}}, \quad [10]$$

donde W_{it} representa el nivel de bienestar social del país i en el año t medido por el IDH. y_{it} es el ingreso medio medido por el PIB per cápita en términos reales en moneda común, β_I es la elasticidad bienestar-ingreso, G es el coeficiente de Gini, α es la elasticidad asociada al

5 Es de aclarar que el valor de comparación se encuentra consignado en dicho estudio, el cual se considera como un valor arbitrario pero pertinente por parte de Mukhopadhaya (2003b).

bienestar desde el complemento del coeficiente de Gini ($1 - G$), β_0 es el coeficiente autónomo e independiente del ingreso y el nivel de desigualdad, μ es el componente de efectos fijos individuales que captura la heterogeneidad individual (Wooldridge, 2001) existente entre los países de América latina y u_{it} el residual de la regresión de panel datos.

La linealización de esta función anterior utilizando logaritmos naturales se presenta como modelo econométrico propuesto para ejecutar la estimación de la forma:

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \alpha \ln(1 - G) + \mu_i + u_{it} \quad [11]$$

Al tener un panel de datos con $T > N$ y considerando las características del conjunto de variables en el modelo econométrico planteado en [11], es posible segmentar también los análisis de corto y largo plazo bajo la metodología de Engle y Granger (1987) y extender el análisis a la cointegración de paneles (McCoskey & Kao, 1998). De hecho, la ecuación [11] —al tener solamente valores contemporáneos en el tiempo— se puede entender como la relación de largo plazo entre las variables de análisis, que se encuentran con la característica de poseer raíces unitarias en niveles pero estacionarias en primeras diferencias, definiendo un conjunto $I(1)$ de acuerdo con las pruebas de raíces unitarias de primera y segunda generación (véase anexo B).

Para el análisis de cointegración entre las variables —extendido a la aplicación en panel de datos— se necesita de la generación de un modelo de corrección del error, donde primero se verifica la existencia de cointegración en la relación de largo plazo de la ecuación [11] por pruebas específicas para confirmar la cointegración de datos de panel (Kao, 1999; Pedroni, 1999) y, después de comprobarse, se plantea un modelo de corrección del error utilizando las variaciones de la relación de largo plazo —entendidas como primeras diferencias— y la información de la relación de largo plazo en un término de corrección del error, derivando en el modelo de corto plazo de la forma:

$$\Delta \ln W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln y_{it} + \alpha \Delta \ln(1 - G) + \varphi ECT_{it-1} + u_{it} \quad [12]$$

donde Δ es el operador de primeras diferencias. El término de corrección del error es definido como $ECT_{it-1} = \hat{u}_{t-1}$. Es decir, es una variable que contiene los valores rezagados de los residuales estimados de la ecuación de largo plazo de [11]. El parámetro asociado al largo plazo, φ , como término de corrección del error debe ser negativo, entre 0 y 1, y significativo estadísticamente para indicar que el proceso de ajuste hacia el equilibrio en la relación de largo plazo es estable.

Considerando que el panel es $T > N$, la relación de largo plazo en [11] y de corto plazo en [12] son susceptibles de tener problemas de heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia de corte transversal. Para evitar una inferencia errónea en términos de significancia estadística, el estimador propuesto para las regresiones es el formulado por Driscoll y Kraay (1998) el cual presenta errores estándar robustos a los problemas de autocorrelación serial en el tiempo, heterocedasticidad en los residuales y la dependencia de corte transversal en la regresión multivariada, ideal para los paneles de mayor o igual cantidad de puntos temporales en comparación con el conjunto de individuos de la muestra (Hoechle, 2007).

A través de esto, las relaciones de corto y largo plazo entre bienestar, ingreso y desigualdad pueden estimarse para los países de América Latina entre el periodo de 1995 y 2018. Las fuentes de información de las variables –PIB per cápita en dólares a precios constantes de 2010 y el coeficiente de Gini– para los diferentes países de América Latina fueron tomadas del Banco Mundial (s. f.) y la información del IDH fue tomada del PNUD (s. f.).

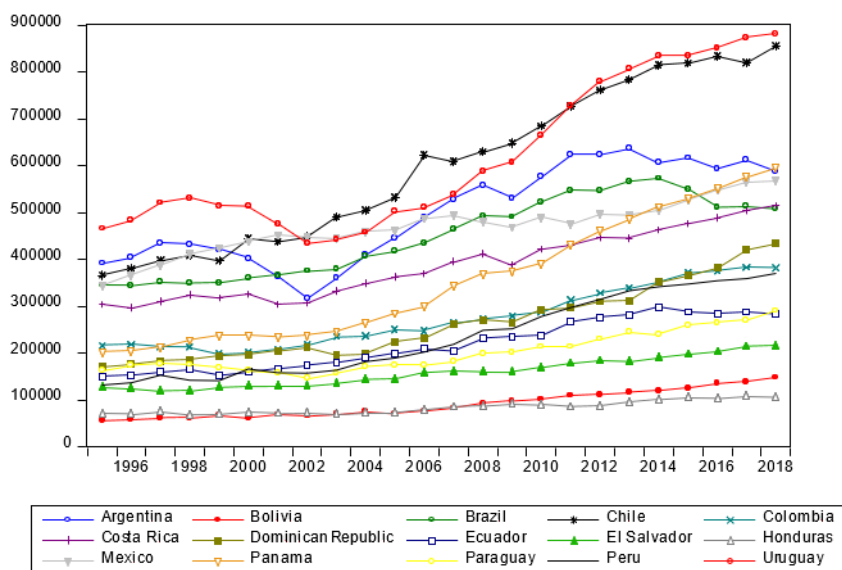
Resultados

En este apartado se presentan los resultados divididos en dos secciones. La primera sección contiene la estimación tradicional de la SWF de Sen que considera el $\beta = 1$ y la propuesta generalizada de Mukhopadhaya con una elasticidad ingreso-bienestar de $\beta = 0.5$. En la segunda sección, se presentan los cálculos de las estimaciones econométricas y los resultados generales.

Resultados de la estimación tradicional

Los resultados empíricos considerando la función SWF original de Amartya Sen (1974) para América Latina se presentan en la figura 1, donde se recalca que aquí el parámetro de elasticidad bienestar-ingreso es $\beta = 1$.

Figura 1. Estimación SWF original de Sen (1974) por país ($\beta = 1$)



Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f.).

Se destaca que –para la generalidad de los países– la tendencia es creciente en los niveles de bienestar desde la SWF original de Sen. De manera puntual, Uruguay y Chile son los países que poseen los mejores niveles de bienestar, mientras que Bolivia y Honduras, son los que menor nivel poseen a lo largo del tiempo. Para el 2018, el *ranking* de países con mayores niveles de bienestar desde esta óptica es: 1) Uruguay, 2) Chile, 3) Panamá, 4) Argentina, 5) México, 6) Costa Rica, 7) Brasil, 8) República Dominicana, 9) Colombia, 10) Perú, 11) Paraguay, 12) Ecuador, 13) El Salvador, 14) Bolivia y 15) Honduras. Las estadísticas descriptivas del bienestar social calculado desde esta perspectiva se presentan en la tabla 1:

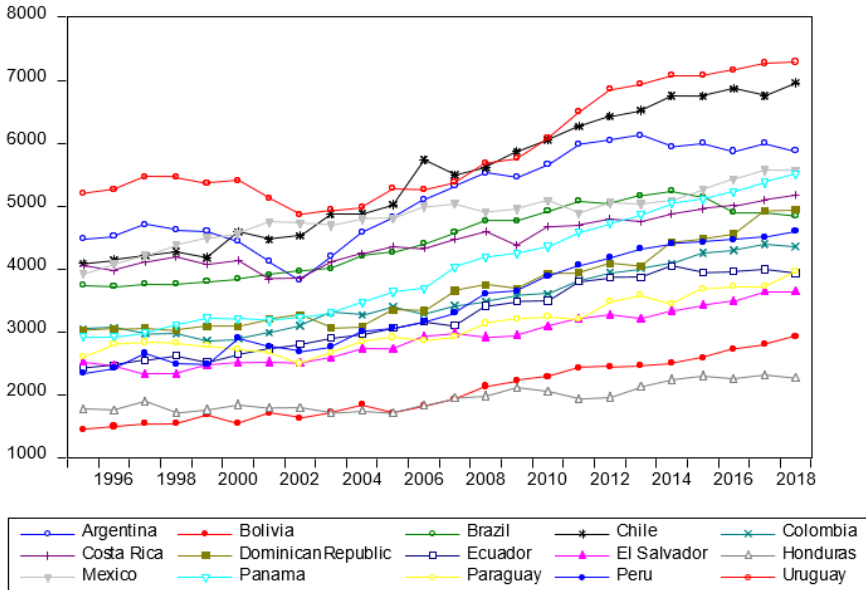
Tabla 1. Estadísticas descriptivas del bienestar agregado de la SWF Original de Sen (1974)

ID	N	Min	Max	Media	Mediana	Desv. Est.	Varianza
Argentina	24	316668,4	636293,2	498558,7	508870,9	102799	1,06e+10
Bolivia	24	56086,77	147939,8	90172,32	78843,48	28849,59	8,32e+08
Brasil	24	344499,7	572463,1	448563,3	449806,2	82926,23	6,88e+09
Chile	24	365797,2	855618	600645,0	615406	170638,8	2,91e+10
Colombia	24	198077,2	382970,4	274804,8	257135,2	64227,86	4,13e+09
Costa Rica	24	295592,7	514266,7	386557,6	378451,9	71364,58	5,09e+09
Dom. Rep.	24	170892,1	433381,8	263743,9	246197	80055,19	6,41e+09
Ecuador	24	150168,3	297667,3	217987,3	207086,5	53379,8	2,85e+09
Salvador	24	118217	215603,3	158098,4	158391,6	31116,63	9,68e+08
Honduras	24	67966,66	107670,2	83384,88	81829,48	13593,03	1,85e+08
México	24	343881,3	568033,3	468415,3	472102,1	56471,33	3,19e+09
Panamá	24	201984,2	595575,7	354527,7	320769,1	132467,3	1,75e+10
Paraguay	24	145446,1	290330,7	200384,4	179365,7	41887,42	1,75e+09
Perú	24	130436,7	369143,7	233790,2	209505	85186,59	7,26e+09
Uruguay	24	434436,6	881433,1	618525,6	534362,4	159109,4	2,53e+10
Total	360	56086,77	881433,1	326544	296232,8	188707,1	3,56e+10

Fuente: elaboración propia.

Prosiguiendo con la estimación de la SWF con la versión generalizada propuesta por Mukhopadhyaya con –el caso de la SWF donde no cumple el principio de Pareto– la tendencia de bienestar se presenta la figura 2.

Figura 2. SWF generalizada estimada con $\beta = 0.5$



Fuente: elaboración propia.

Se destaca que existen unas ligeras variaciones en los cálculos de bienestar social agregado por país en comparación con la SWF original de Sen (1974). Asimismo, existe una leve reducción de brechas con el cálculo de la SWF generalizada. El aspecto tendencial del bienestar es positivo para América Latina igual que en la versión de Sen, pero también existe un cambio el ranking de países con mayor bienestar para el año 2018. El ranking tiene el siguiente orden: 1) Uruguay, 2) Chile, 3) Argentina, 4) México, 5) Panamá, 6) Costa Rica, 7) República Dominicana, 8) Brasil, 9) Perú, 10) Colombia, 11) Paraguay, 12) Ecuador, 13) El Salvador, 14) Bolivia, 15) Honduras.

Igual que en el análisis empírico de Mukhopadhaya (2003a), la posición de cada país varía para ciertos países cuando se considera el planteamiento original de la SWF como su versión generalizada. En América Latina –desde la versión generalizada– Panamá desciende y ocupa el quinto puesto, Argentina sube al tercer lugar y México al cuarto lugar. Brasil –en cambio– baja al octavo puesto junto con Colombia, que desciende al décimo puesto. Esta situación indica la existencia de ligeras variaciones en las medidas del bienestar a raíz de cambios en la elasticidad bienestar-ingreso asumidas en el parámetro. Las estadísticas descriptivas del bienestar calculado por la versión generalizada asumiendo se presentan en la tabla 2:

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de bienestar social de la SWF generalizada con $\beta = 0.5$

ID	N	Min	Max	Media	Mediana	Desv. Est.	Varianza
Argentina	24	3824,929	6127,096	5156,831	5209,453	734,1332	538951,6
Bolivia	24	1451,342	2924,195	2043,848	1881,097	469,4054	220341,5
Brasil	24	3716,778	5236,505	4443,777	4486,186	550,8025	303383,4
Chile	24	4088,635	6955,979	5468,679	5556,704	1027,159	1055055
Colombia	24	2860,173	4389,011	3513,412	3408,176	507,9851	258048,8
Costa Rica	24	3833,792	5171,254	4445,988	4368,486	405,2136	164198,1
Dom. Rep.	24	3014,039	4939,575	3665,88	3498,289	633,9395	401879,4
Ecuador	24	2422,511	4046,196	3236,696	3128,07	576,7686	332662,1
El Salvador	24	2329,145	3638,412	2903,879	2919,846	420,3152	176664,9
Honduras	24	1701,582	2308,609	1942,906	1905,889	208,3668	43416,71
México	24	3914,389	5572,109	4843,178	4896,404	426,189	181637,1
Panamá	24	2919,543	5500,477	4001,132	3854,772	871,2411	759061
Paraguay	24	2492,097	3952,188	3093,171	2913,155	417,6352	174419,2
Perú	24	2340,028	4595,108	3419,605	3231,145	787,8224	620664,1
Uruguay	24	4865,881	7290,433	5900,728	5462,23	858,2002	736507,7
Total	360	1451,342	7290,433	3871,981	3849,065	1293,752	1673793

Fuente: elaboración propia.

Resultados de la estimación econométrica

Los resultados del análisis de raíces unitarias (véase anexo B) a través de las pruebas de primera y segunda generación de Levin et al. (2002) e Im et al. (2003) indican que el conjunto de variables del modelo de largo plazo poseen raíces unitarias en niveles, mientras que son estacionarias en primeras diferencias, confirmando su orden de integración I(1), requisito necesario para proseguir con el análisis de cointegración.

Las pruebas formales de cointegración de Pedroni (1999) y Kao (1999) –véase anexo C– reflejan evidencia de cointegración entre las variables propuestas para la estimación econométrica de la ecuación de largo plazo. Los resultados de la regresión con el estimador Driscoll-Kraay se presentan en la tabla 3.

Tabla 3. Regresión de la ecuación de largo plazo

VARIABLES	$\ln IDH$
$\ln y$	0,174***
	(0,0150)
$\ln (1 - G)$	0,184***
	(0,0227)

VARIABLES	ln IDH
β_0	2,036*** (0,163)
Country Fixed Effects	Yes
F- Test p-value	0,0000
Within R-squared	0,8354
Observations	360
Number of groups	15

Nota: los logaritmos naturales del IDH, complemento del coeficiente de Gini y la constante están definidos como $\ln IDH$, $\ln (1 - G)$ y β_0 , respectivamente. Errores estándar robustos en paréntesis, niveles de significancia del *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Estimador utilizado Driscoll-Kraay. Cálculos realizados usando el programa Stata 16.

Fuente: elaboración propia.

Sobre la revisión de supuestos de la ecuación de largo plazo (véase anexo D), la regresión cumple satisfactoriamente los supuestos de no multicolinealidad, normalidad, y especificación correcta. Sin embargo, presenta la existencia de heterocedasticidad y autocorrelación⁶, problemas que son capturados por el estimador Driscoll-Kraay para proveer inferencias robustas.

Los resultados de la regresión se consideran consistentes al existir una relación de largo plazo establecida por las pruebas de cointegración en el panel de datos (Madsen, 2005), e indican que el PIB per cápita y el complemento del coeficiente de Gini son significativos al 1% para explicar el bienestar medido por el IDH. Los impactos de ambas variables sobre el bienestar son positivos. Se destaca que la elasticidad bienestar-ingreso ($\beta = 0,174$) es menor que la elasticidad del bienestar asociada al complemento del coeficiente de Gini ($\alpha = 0,184$), situación que pone en evidencia que las mejoras del bienestar para América Latina se encuentran influenciadas —principalmente— por la reducción en la concentración del ingreso y en —segunda medida— por el incremento del ingreso per cápita. Lo anterior, considerando que el impacto de los estimadores refleja que por cada 1% que aumente el ingreso per cápita, existe un incremento del 0,17% en promedio entre los países sobre el IDH —*ceteris paribus*— significativo al 1%, consolidando un impacto inelástico sobre el bienestar. Asimismo, por cada 1% que aumente el complemento del coeficiente de Gini, existe un incremento del 0,18% en promedio entre los países sobre el IDH, *ceteris paribus* significativo al 1%, conformado también un impacto inelástico sobre el bienestar.

6 Particularmente, la autocorrelación es esperada y no constituye un problema en la regresión de largo plazo, dado que el conjunto de variables utilizadas son I(1). La autocorrelación no es impedimento para establecer estimadores insesgados —y en el caso de la cointegración— consistentes, dado que cuando existe una relación de largo plazo comprobada, aparece la propiedad de súper consistencia de los estimadores. Véase Karakitsos y Varnavides (2014) para más información.

La estimación de corto plazo se presenta en la tabla 4 y se destaca que posee un coeficiente de ajuste de largo plazo negativo, significativo estadísticamente al 1%, con un parámetro entre cero y uno, expresando estabilidad hacia la relación de largo plazo estimada anteriormente. Los resultados indican que la velocidad de ajuste hacia la relación de largo plazo desde esta aproximación de corto plazo es alrededor del 9,64% de corrección anual entre las variables de análisis.

Tabla 4. Regresión de la ecuación de corto plazo

VARIABLES	$\Delta \ln IDH$
$\Delta \ln y$	0,0649***
	(0,0120)
$\Delta \ln (1 - G)$	-0,00399
	(0,00864)
ECT_{t-1}	-0,0964***
	(0,0125)
β_0	0,00532***
	(0,000602)
Country Fixed Effects	Yes
F- Test p-value	0,0000
Within R-squared	0,1639
Observations	345
Number of groups	15

Nota: Δ es el operador de primeras diferencias, ECT_t es el término de corrección del error. Niveles de significancia estadística dados por *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Estimador utilizado Driscoll-Kraay.

Fuente: elaboración propia.

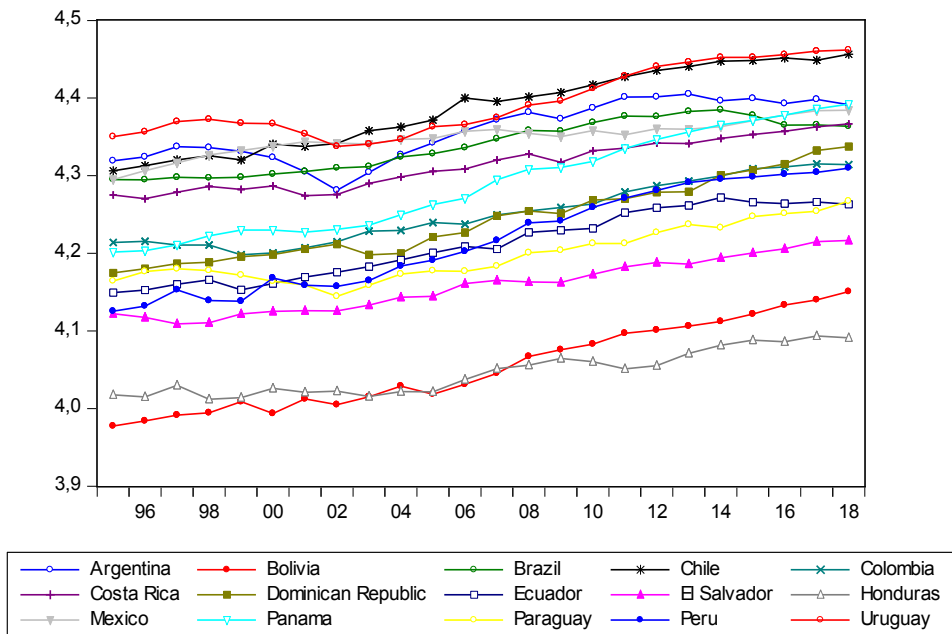
Para el caso de la relación de corto plazo, se evidencia que solamente la tasa de crecimiento del PIB per cápita es significativa al 1% para explicar el crecimiento en el IDH, mientras que la tasa de crecimiento del complemento del coeficiente de Gini no es significativa al 10% para explicar el bienestar. En el caso del PIB per cápita, la elasticidad en el corto plazo indica que por cada 1% que aumente la tasa de crecimiento en esta variable, existe un impacto del 0,06% de crecimiento en el IDH —*ceteris paribus*— en promedio en los países de análisis. Dado que el complemento del coeficiente de Gini no es estadísticamente significativo para explicar las variaciones del IDH en el corto plazo, se concluye que las modificaciones en la concentración del ingreso no tienen impactos en el corto plazo, mientras que en el largo plazo tienden a ser determinantes —incluso con mayor impacto que el ingreso— en las mejoras en el bienestar social para los países de análisis de América Latina.

La revisión de supuestos de la relación de corto plazo (véase anexo D) es satisfactoria, el modelo, aunque posee heterocedasticidad —esto corregido por el estimador Driscoll-Kraay— cumple los

supuestos de normalidad, no multicolinealidad, no autocorrelación serial y especificación correcta, por lo que la inferencia de los estimadores es robusta en las relaciones de corto y largo plazo.

Como ejercicio empírico final, a partir de la regresión de la relación de largo plazo, se presenta la predicción lineal en el periodo de tiempo dentro de la muestra —técnica conocida como *In-sample Forecast*— para corroborar el comportamiento de las tendencias de bienestar y las diferencias existentes en el posicionamiento de países en relación con sus niveles para América Latina. Los resultados generales se presentan en la figura 3 y el posicionamiento comparativo para 2018 en América Latina con las diversas estimaciones se presentan en la tabla 5.

Figura 3. Resultados de la predicción lineal de la relación de largo plazo



Nota: el modelo utilizado para la predicción *in-sample* es la ecuación de largo plazo estimada en la tabla 3.

Fuente: elaboración propia.

Se destaca que el comportamiento de la predicción del IDH de la ecuación de largo plazo en relación con la tendencia y el posicionamiento del bienestar social de los diferentes países de América Latina es muy similar a los resultados tanto de la versión original de la SWF de Sen como de su versión generalizada propuesta por Mukhopadhaya.

Tabla 5. Ranking de países por medición del bienestar social para el 2018

SWF de Sen $\beta=1$	SWF Generalizada $\beta=0,5$	Predicción Lineal $\beta=0,174$ y $\alpha=0,184$
1) Uruguay	1) Uruguay	1) Uruguay
2) Chile	2) Chile	2) Chile
3) Panamá	3) Argentina	3) Panamá
4) Argentina	4) México	4) Argentina
5) México	5) Panamá	5) México
6) Costa Rica	6) Costa Rica	6) Costa Rica
7) Brasil	7) República Dominicana	7) Brasil
8) República Dominicana	8) Brasil	8) República Dominicana
9) Colombia	9) Perú	9) Colombia
10) Perú	10) Colombia	10) Perú
11) Paraguay	11) Paraguay	11) Paraguay
12) Ecuador	12) Ecuador	12) Ecuador
13) El Salvador	13) El Salvador	13) El Salvador
14) Bolivia	14) Bolivia	14) Bolivia
15) Honduras	15) Honduras	15) Honduras

Fuente: elaboración propia.

El posicionamiento de países por los niveles de bienestar desde la predicción lineal estimada económicamente coincide exactamente con el posicionamiento de los países realizados a través del cálculo de la SWF original de Amartya Sen en el 2018. En este sentido, se destaca que la construcción teórica de Sen (1974; 1976) es un instrumento robusto para la aproximación y posicionamiento del bienestar social pese a estar representado principalmente por una expresión del ingreso medio de los países. Sin embargo, es de aclarar que la SWF de Sen y su versión generalizada, sirven para establecer comparaciones de los niveles de bienestar, más no para indicar una variable absoluta de medición integral del mismo. Los resultados econométricos dan evidencia de que el IDH puede ser utilizado como una variable de análisis del bienestar social, el cual –en términos de comportamiento de tendencia y posicionamiento– coincide con la aplicación empírica de la formulación teórica de la SWF propuesta por Sen (1974) en virtud de establecer los niveles de bienestar.

Conclusiones

En este artículo se desarrolló una serie de aproximaciones empíricas para América Latina entre el periodo de 1995 y 2018 de la función de bienestar social desarrollada por Sen (1974), así como de la versión generalizada de la misma, propuesta por Mukhopadhaya (2003a). Con esto, se procedió a realizar la estimación de las tendencias de bienestar para cada país y el *ranking* de posicionamiento respecto a los mayores niveles de bienestar social para el 2018. La investigación planteada, a raíz de la contribución teórica de la SWF de Sen, exploró la existencia

de relaciones de largo plazo entre las variables de bienestar, ingreso y desigualdad, variables medidas a través del índice de desarrollo humano, PIB per cápita real y el coeficiente de Gini respectivamente. Los resultados de los análisis de cointegración confirmaron la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables por lo que se procedió a una estimación econométrica de la SWF para América Latina.

La metodología econométrica utilizó una extensión de la SWF generalizada de Sen asumiendo un componente efectos fijos para capturar la heterogeneidad existente a nivel de países en América Latina, con esto se estimó la relación de largo plazo y se formuló un modelo de corrección del error siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987) aplicada al esquema de panel de datos para establecer las relaciones de corto plazo y la estabilidad del parámetro de ajuste al equilibrio en el largo plazo entre bienestar, ingreso y distribución del ingreso. Las regresiones utilizaron el estimador Driscoll-Kraay para proveer inferencias robustas ante la presencia de heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia de corte transversal en la estimación de los modelos de corto y largo plazo.

Los resultados econométricos indican que, en el largo plazo, el ingreso medio y los niveles de igualdad en el ingreso de los países latinoamericanos tienden ambos a incrementar los niveles de bienestar social, el análisis de elasticidades de esta relación de largo plazo establece que existe un mayor impacto sobre el bienestar asociado en primera medida a los cambios en la distribución del ingreso y en segunda medida por los cambios en el ingreso medio. En el corto plazo la dinámica de esta relación cambia sustancialmente, debido a que únicamente el ingreso medio es significativo para explicar cambios en el bienestar social. Respecto a estos resultados generales, existe evidencia empírica de que las sociedades latinoamericanas tienen una mejora de bienestar ligeramente mayor a medida que se mejora la situación de la distribución del ingreso en comparación de la mejora en el bienestar que proviene de los incrementos en el ingreso en el largo plazo. Para el corto plazo la variable asociada al complemento del coeficiente de Gini no es significativa, e indica que el proceso de redistribución del ingreso debe ser continuado en el tiempo para existir un impacto positivo tendiente al incremento de los niveles de bienestar social.

A partir del modelo econométrico de largo plazo, se realizó la predicción lineal para establecer las tendencias generales del bienestar por país. Los resultados coinciden con el comportamiento de las tendencias de bienestar de las estimaciones de la SWF tradicional y su versión generalizada. Asimismo, respecto al posicionamiento comparativo por niveles de bienestar en el 2018, se encontró que este coincide exactamente con el realizado desde la SWF original de Sen. Estos resultados indican que la formulación teórica tradicional de la SWF de Sen es una aproximación útil y robusta para establecer el comportamiento de la tendencia de niveles de bienestar de una economía. Igualmente, se destaca que el índice de desarrollo humano, es una variable proxy que coincide con el comportamiento de medición del bienestar de Amartya Sen desde la SWF que plantea.

El aporte de la formulación teórica de la SWF de Sen es un tópico poco aplicado en la literatura empírica. Por esta razón, este artículo constituye –también– la primera aproximación econométrica a dicha formulación de la función de bienestar social para América Latina. La recomendación general es que los diferentes gobiernos en América Latina, procuren por la implementación de políticas de redistribución del ingreso tendientes a la reducción de la desigualdad, dado que –de acuerdo con las estimaciones– la distribución del ingreso juega un rol determinante y ligeramente mayor sobre el bienestar que el crecimiento económico en el largo plazo.

Con la introducción y continuación permanente de políticas de redistribución del ingreso, es más probable que exista una mejora en el bienestar social en el largo plazo, en comparación de la apuesta actual focalizada principalmente en el crecimiento económico. Por esta razón, se sugiere como recomendación final que la priorización debe darse –en primer lugar– hacia las políticas de redistribución igualitaria del ingreso y –en segunda medida– al crecimiento económico en virtud de elevar los niveles de bienestar social para América Latina.

Referencias

- [1] Anand, S. & Harris, C. (1994). Choosing a Welfare Indicator. *The American Economic Review*, 84(2), 226-231. <https://www.jstor.org/stable/2117834?seq=1>
- [2] Arrow, K. J. (1963). *Social Choice and Individual Values*. Wiley. <http://catalogo.econo.unlp.edu.ar/meran/opac-detail.pl?id1=5702#.YCXxu3lOnIU>
- [3] Banco Mundial. (s. f.). *World Development Indicators*. Consultado el 10 de enero de 2020. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- [4] Blackorby, C., Bossert, W., & Donaldson, D. (2002). Chapter 11. Utilitarianism and the Theory of Justice. En K. J. Arrow, A. K. Sen & K. Suzumura (eds.), *Handbook of Social Choice and Welfare Volume 1* (pp. 542-596). North Holland. [https://doi.org/10.1016/S1574-0110\(02\)80015-7](https://doi.org/10.1016/S1574-0110(02)80015-7)
- [5] Bentham, J. (2000) *An Introduction to the Principles of Morals and Legislation*. Batoche Books. (original publicado en 1781). <https://socialsciences.mcmaster.ca/econ/ugcm/3ll3/bentham/morals.pdf>
- [6] Baluch, M. U. H. & Razi, S. (2007). Social Welfare Measurement in Pakistan: An Ordinal and Cardinal Approach. *Pakistan Economic and Social Review*, 45(1), 55-88. <https://www.jstor.org/stable/25825304?seq=1>
- [7] Bergson, A. (1938). A Reformulation of Certain Aspects of Welfare Economics, *The Quarterly Journal of Economics*, 52(2), 310-334. <https://doi.org/10.2307/1881737>
- [8] Berman, Y., Ben-Jacob, E., & Shapira, Y. (2016). The Dynamics of Wealth Inequality and the Effect of Income Distribution. *PLoS ONE*, 11(4), 1-19. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0154196>
- [9] Berrebi, Z. M., & Silber, J. (1987). Regional Differences and the Components of Growth and Inequality Change. *Economics Letters*, 25(3), 295-98. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(87\)90231-X](https://doi.org/10.1016/0165-1765(87)90231-X)

- [10] Bishop, J. A., Chakraborti, S., & Thistle, P. D. (2009). Practitioner's Corner: An Asymptotically Distribution-Free Test for Sen's Welfare Index. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 52(1), 105-113. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52001008.x>
- [11] Chancel, L., Hough, A., & Voituriez, T. (2017). Reducing Inequalities within Countries: Assessing the Potential of the Sustainable Development Goals. *Global Policy*, 9(1), 5-16. <https://doi.org/10.1111/1758-5899.12511>
- [12] Cobham, A., Schlögl, L., & Sumner, A. (2016). Inequality and the Tails: the Palma Proposition and Ratio. *Global Policy*, 7(1), 26-36. <https://doi.org/10.1111/1758-5899.12320>
- [13] Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560. <https://www.jstor.org/stable/2646837>
- [14] 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/10.2307/1913236>
- [15] Gasparini, L., & Weinschelbaum, F. (1991). Medidas de desigualdad en la distribución del ingreso: algunos ejercicios de aplicación. *Económica*, 37(1), 31-44. <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/9352>
- [16] Gasparini, L., & Sosa Escudero, W. (2001). Assessing Aggregate Welfare: Growth and Inequality in Argentina. *Cuadernos de Economía*, 38(113), 49-71. <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-68212001011300002>
- [17] Gründler, K., & Köllner, S. (2017). Determinants of Governmental Redistribution: Income Distribution, Development Levels, and The Role of Perceptions. *Journal of Comparative Economics*, 45(4), 930-962. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2016.10.007>
- [18] Hoechle, D. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions, with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312. <https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301>
- [19] 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)
- [20] Karakitsos, E., & Varnavides, L. (2014). *Maritime Economics: A macroeconomic Approach*. Springer.
- [21] 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)
- [22] Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- [23] Madsen, E. (2005). Estimating Cointegrating Relations from a Cross Section. *The Econometrics Journal*, 8(3), 380-405. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2005.00170.x>
- [24] McCoskey, S., & Kao, C. (1998). A Residual-based Test of the Null of Cointegration in Panel Data. *Econometric Reviews*, 17(1), 57-84. <https://doi.org/10.1080/07474939808800403>
- [25] McGillivray, M., & Markova, N. (2010). Global Inequality in Well-being Dimensions. *The Journal of Development Studies*, 46(2), 371-378. <https://doi.org/10.1080/00220380903033280>
- [26] Milanovic, B. (2013). Global Income Inequality in Numbers: In History and Now. *Global Policy*, 4(2), 198-208. <https://doi.org/10.1111/1758-5899.12032>
- [27] Mukhopadhyaya, P. (2001a). *A Generalized Social Welfare Function, Its Decomposition and Application* [NUS Working Paper 0119]. <http://www.fas.nus.edu.sg/ecs/pub/wp/wp0119.pdf>

- [28] Mukhopadhaya, P. (2001b). *A Generalized Social Welfare Function and its Disaggregation by Components of Income: The Method and Application* [NUS Working Paper 0121]. <http://www.fas.nus.edu.sg/ecs/pub/wp/wp0121.pdf>
- [29] Mukhopadhaya, P. (2003a). A Generalized Social Welfare Function and Its Disaggregation by Components of Income: The method and applications. En J. Bishop & Y. Amiel (eds.), *Inequality, Welfare and Poverty: Theory and Measurement (Research on Economic Inequality Volume 9* (pp. 245-264). Emerald Publishing Limited. [https://doi.org/10.1016/S1049-2585\(03\)09012-4](https://doi.org/10.1016/S1049-2585(03)09012-4)
- [30] Mukhopadhaya, P. (2003b). The Ordinal and Cardinal Judgment of Social Welfare Change in Singapore, 1982-99. *The Developing Economies*, 61(1), 65-87. <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2003.tb00930.x>
- [31] Mukhopadhaya, P. (2014). *Income Inequality in Singapore*. Routledge.
- [32] Mill, J. S. (2001). *Utilitarianism*. Batoche Books. (original publicado en 1863). <https://socialsciences.mcmaster.ca/econ/ugcm/3ll3/mill/utilitarianism.pdf>
- [33] Ndamsa, T. D., Njang, G., & Baye, F. M. (2020). Social Welfare Consequences of the Radius of Employment Decency. *Athens Journal of Business & Economics*, 6(3). 211-238. <https://doi.org/10.30958/ajbe.6-3-3>
- [34] Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), 653-670. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- [35] Piketty, T. (2013). *El capital en siglo XXI*. Fondo de Cultura Económica.
- [36] Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). (2019). *Panorama general Informe sobre Desarrollo Humano 2019. Más allá del ingreso, más allá de los promedios, más allá del presente: desigualdades del desarrollo humano en el siglo XXI*. http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr_2019_overview_-_spanish.pdf
- [37] Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). (s. f.). *Human Development Data (1990-2018)*. Consultado el 11 de mayo de 2020. <http://hdr.undp.org/en/data>
- [38] Roberts, K. W. S. (1980). Possibility Theorems with Interpersonally Comparable Welfare Levels. *Review of Economic Studies*, 47(2), 409-420. <https://doi.org/10.2307/2297001>
- [39] Tomaszewicz, L., & Trębska, J. (2015). The Role of General Government in the Income Redistribution in the Polish Economy. *Journal of International Studies*, 8(2), 83-100. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2015/8-2/8>
- [40] Sen, A. K. (1974). Informational Bases of Alternative Welfare Approaches: Aggregation of Income Distribution. *Journal of Public Economics*, 3(4), 387-403. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(74\)90006-1](https://doi.org/10.1016/0047-2727(74)90006-1)
- [41] Sen, A. K. (1976) Real National Income. *The Review of Economic Studies*, 43(1), 19-39. <https://doi.org/10.2307/2296597>
- [42] Wooldridge, J. M. (2001). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- [43] Zhang, L. (2007) Political Economy of Income Distribution Dynamics. *Journal of Development Economics*, 87(1), 119-139. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2007.11.005>

Anexo A

Aquí Mukhopadhaya (2003a) modifica la función original planteada por Sen (1974) y pone en duda que la SWF siga un comportamiento basado en el principio de Pareto. Para demostrarlo, el autor sigue el siguiente proceso planteado como teorema 1 basado en:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial W}{\partial x_i} &= \frac{\partial}{\partial x_i} [y^\beta (1 - G)] \\
 &= \frac{\partial}{\partial x_i} \left[\left(\sum \frac{x_i}{n} \right)^\beta \left(1 - \frac{\sum (s_i - n - 1)x_i}{n \sum x_i} \right) \right] \\
 &= \beta y^{\beta-1} \frac{1}{n} [1 - G] + y^\beta \left[\frac{0 - (2i - n - 1)n^2 y + n \sum (2i - n - 1)x_i}{(n \sum x_i)^2} \right] \\
 &= \frac{\frac{1}{n} \beta y^{\beta-1} n^4 y^2 (1 - G) - n^2 y^{\beta+1} (2i - n - 1) + y^\beta n \sum (2i - n - 1)x_i}{(n^2 y)^2}
 \end{aligned} \tag{13}$$

La expresión anterior para regirse por el principio de Pareto tiene que ser mayor que 0. Lo que significa que

$$\begin{aligned}
 &\frac{1}{n} \beta y^{\beta-1} n^4 y^2 (1 - G) + y^\beta n \sum (2i - n - 1)x_i > n^2 y^{\beta+1} (2i - n - 1) \\
 &\rightarrow n^3 \beta y^{\beta+1} (1 - G) + y^\beta n \sum (2i - n - 1)x_i > n^2 y^{\beta+1} (2i - n - 1) \\
 &\rightarrow n\beta(1 - G) + \frac{1}{ny} \sum (2i - n - 1)x_i > (2i - n - 1) \\
 &\rightarrow \beta(1 - G) + \frac{\sum (2i - n - 1)x_i}{n^2 y} > \frac{2i - n - 1}{n} \\
 &\rightarrow \beta - \beta G + G > \frac{2i - n - 1}{n}
 \end{aligned} \tag{14}$$

para todo $i=1,2,\dots, n$

Por ende, la función $W=y^\beta (1 - G)$ es paretiana si:

$$\rightarrow \beta - \beta G + G > \frac{n-1}{n}, \tag{15}$$

En este caso sí n es muy grande. La expresión se reduce a:

$$\beta - \beta G + G \geq 1 \tag{16}$$

Aquí entonces para $W = y^\beta (1 - G)$ donde $\beta < 1$ es una SWF no paretiana e indica que el bienestar social disminuirá o no aumentará si los beneficios del crecimiento económico caen solo en las manos de las personas más ricas en la sociedad.

Anexo B

Pruebas de raíces unitarias Levin-Lin-Chu

Tabla 6. Pruebas de raíces unitarias Levin-Lin-Chu

Variable	Type	Statistic	p-value	Decision
ln_HDI	Unadjusted t	-8,1038		
	Adjusted t*	-2,2496	0,0122	Unit-Root
d. ln_HDI	Unadjusted t	-14,6527		
	Adjusted t*	-6,0254	0,000	Stationary
ln_CG	Unadjusted t	-3,6502		
	Adjusted t*	-1,396	0,0814	Unit-Root
d.ln_CG	Unadjusted t	-19,2283		
	Adjusted t*	-10,2943	0,000	Stationary
ln_gdp_p	Unadjusted t	-0,7685		
	Adjusted t*	0,9305	0,8239	Unit-Root
d.ln_gdp_p	Unadjusted t	-12,1868		
	Adjusted t*	-5,278	0,000	Stationary

Nota: el símbolo d. significa primeras diferencias, GDP_P hace referencia a los valores del PIB per cápita en dólares a precios constantes de 2010. Los resultados se analizaron con un nivel de significancia del 5%.

Fuente: elaboración propia.

Pruebas de raíces unitarias Im-Pesaran-Shin

Tabla 7. Pruebas de raíces unitarias Im-Pesaran-Shin

Variable	N.Statistic	Type	Statistic	p-value	Decision
ln_HDI	t	bar	-1,6019	0,4143	Unit-Root
	t	tilde-bar	-1,4609		
	Z	t-tilde-bar	-0,2165		
d. ln_HDI	t	bar	-4,6611	0,000	Stationary
	t	tilde-bar	-3,2539		
	Z	t-tilde-bar	-9,1937		

Variable	N.Statistic	Type	Statistic	p-value	Decision
ln_CG	t	bar	-1,1244	0,9524	Unit-Root
	t	tilde-bar	-1,0821		
	Z	t-tilde-bar	1,6685		
d.ln_CG	t	bar	-5,6567	0,0000	Stationary
	t	tilde-bar	-3,5328		
	Z	t-tilde-bar	-10,5856		
ln_gdp_p	t	bar	0,0384	1,0000	Unit-Root
	t	tilde-bar	0,0457		
	Z	t-tilde-bar	7,2814		
d.ln_gdp_p	t	bar	-3,4215	0,0000	Stationary
	t	tilde-bar	-2,7396		
	Z	t-tilde-bar	-6,6266		

Nota: el símbolo d. significa primeras diferencias, GDP_P hace referencia a los valores del PIB per cápita en dólares a precios constantes de 2010. Los resultados se analizaron con un nivel de significancia del 1%.

Fuente: elaboración propia.

Anexo C

Pruebas de cointegración

Prueba de cointegración de Pedroni en panel de datos

Tabla 8. Prueba de Cointegración de Pedroni

Tests	Statistic	p-value
Modified Phillips-Perron t	-0.0908	0,4638
Phillips-Perron t	-3.6094	0,0002
Augmented Dickey-Fuller t	-2.9901	0,0014

Nota: Ho: no cointegración, Ha: todos los paneles están cointegrados, número de paneles: 15, número de periodos= 23. Lags: 2,00 (Newey-West). Medias de panel incluidas, medias de corte transversal removidas, parámetro panel AR. Por mayoría de pruebas se acepta que existe evidencia de cointegración. Panel específico.

Fuente: elaboración propia.

Prueba de cointegración de Kao en panel de datos

Tabla 9. Prueba Kao de Cointegración

Name of the Statistics	Statistic	p-value
Modified Dickey-Fuller t	-0,9493	0,1712
Dickey-Fuller t	-2,5251	0,0058
Augmented Dickey-Fuller t	-2,4139	0,0079
Unadjusted modified Dickey Fuller t	-1,5155	0,0648
Unadjusted Dickey-Fuller t	-2,8324	0,0023

Nota: Ho: no cointegración, Ha: todos los paneles están cointegrados. número de paneles: 15, número de periodos= 23. Lags: 1,67 (Newey-West), medias de panel incluidas, vector común de cointegración entre paneles. Por mayoría de pruebas se acepta la hipótesis de cointegración.

Fuente: elaboración propia.

Anexo D

Supuestos de la regresión de largo plazo

- Normalidad

Tabla 10. Oblicuidad/Curtosis. Prueba de normalidad

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis) adj	chi2(2)	Prob>chi2
u	360	0,0999	0,7922	2,79	0,2481

Nota: la hipótesis nula es la distribución normal de los residuales de la ecuación de largo plazo denominados u.

Fuente: elaboración propia.

- Multicolinealidad

Tabla 11. Prueba VIF de multicolinealidad

Variable	VIF	1/VIF
ln_CG	1,15	0,868147
ln_gdp_p	1,15	0,868147
Mean VIF	1,15	

Nota: se acepta la hipótesis de que no hay problemas de multicolinealidad fuerte en el modelo dado que el valor medio del factor inflación varianza es menor que la "rule of thumb" del valor de 5.

Fuente: elaboración propia.

- Heterocedasticidad

Tabla 12. Prueba Wald Modificada de heterocedasticidad para la regresión del modelo de efectos fijos

chi2 (15) =	474.33
Prob>chi2 =	0,0000

Nota: la hipótesis nula es la distribución homocedástica de los errores, en este caso se rechaza esta hipótesis y se acepta la hipótesis alterna de heterocedasticidad en la regresión de efectos fijos.

Fuente: elaboración propia.

- Autocorrelación

Tabla 13. Prueba Wooldridge de autocorrelación de primer orden

F(1, 14)=	84,431
Prob> F =	0,0000

Nota: la prueba involucró los efectos fijos, H0: es la ausencia de correlación serial de primer orden, aquí se rechaza esta hipótesis y se acepta que los residuales de la ecuación de largo plazo tienen problemas de correlación serial.

Fuente: elaboración propia.

- Especificación correcta / variables omitidas

Tabla 14. Test de Ramsey de variables omitidas

F(1, 14) =	0,76
Prob> F =	0,3974

Nota: la prueba se realiza al segundo poder de los residuales, la hipótesis nula es que el modelo no tiene variables omitidas. Aquí se acepta la hipótesis nula con un nivel de significancia del 1%.

Fuente: elaboración propia.

Supuestos de la relación de corto plazo

- Normalidad

Tabla 15. Oblicuidad/Curtosis. Prueba de normalidad

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis) adj	chi2(2)	Prob>chi2
u_short	345	0,0431	0,8060	4,17	0,1245

Nota: la hipótesis nula es la distribución normal de los residuales de la ecuación de corto plazo representados en u_short.

Fuente: elaboración propia.

- Multicolinealidad

Tabla 16. Prueba VIF de multicolinealidad

Variable	VIF	1/VIF
D. ln_CG	1,00	0,998015
D. ln_gdp_p	1,00	0,998015
Mean VIF	1,00	

Nota: D. es el operador de primeras diferencias. Se acepta la hipótesis de que no hay problemas de multicolinealidad fuerte en el modelo dado que el valor medio del factor inflación varianza es menor que la "rule of thumb" del valor de 5.

Fuente: elaboración propia.

- Heterocedasticidad

Tabla 17. Prueba Wald modificada de heterocedasticidad para la regresión del modelo de efectos Fijos

chi2 (15) =	160,96
Prob>chi2 =	0,0000

Nota: la hipótesis nula es la distribución homocedástica de los errores, en este caso se rechaza esta hipótesis con una significancia del 1% y se acepta la hipótesis alterna de heterocedasticidad en la regresión de efectos fijos.

Fuente: elaboración propia.

- Autocorrelación

Tabla 18. Prueba Box-Pierce de autocorrelación de primer orden

Type	Statistic
Panel Rho Value	-0,0706
Box-Pierce LM Test	1,7220
P-Value > Chi2(1)	0,1894

Nota: H0: es la ausencia de correlación serial de primer orden, aquí no se rechaza esta hipótesis con un nivel de significancia del 10% y se acepta que los residuales de la ecuación de corto plazo no tienen problemas de correlación serial.

Fuente: elaboración propia.

- Especificación correcta / variables omitidas

Tabla 19. Test de Ramsey de variables omitidas

F(1, 14) =	0,27
Prob> F =	0,6098

Nota: la prueba se realiza al segundo poder de los residuales, la hipótesis nula es que el modelo no tiene variables omitidas. Aquí se acepta la hipótesis nula con un nivel de significancia del 1%. Fuente: elaboración propia.