

Determinantes de la desigualdad en la Comunidad Andina: evidencia desde un panel VAR bayesiano

Nicole Cáceres y Dante A. Urbina

Lecturas de Economía - No. 99. Medellín, julio-diciembre 2023



Nicole Cáceres y Dante A. Urbina

Determinantes de la desigualdad en la Comunidad Andina: evidencia desde un panel VAR bayesiano

Resumen: Este artículo analiza los determinantes de la desigualdad de ingresos en los países de la Comunidad Andina considerando los efectos de la inversión extranjera directa, el capital humano, el desempleo y la producción por medio de un modelo panel VAR bayesiano. Se halla que: i) la inversión extranjera directa tiene un efecto negativo en la desigualdad de ingresos en Bolivia, lo que es consistente con la teoría neoclásica del comercio, y uno positivo en Perú, el país más minero dentro de la muestra; ii) la respuesta de la desigualdad ante shocks en el capital humano es positiva en la mayoría de casos, lo que podría significar que la educación amplifica la brecha existente; iii) el impacto del desempleo sobre la desigualdad es positivo en Colombia, el país con menor informalidad, negativo en Perú y no significativo en Bolivia y Ecuador, donde la pérdida del empleo formal no necesariamente afecta los ingresos porque existe la alternativa del empleo informal; iv) el efecto de la producción sobre la desigualdad es positivo en Bolivia y Colombia, pero negativo en Ecuador y Perú

Palabras clave: distribución del ingreso, desarrollo humano, recursos humanos, inversión extranjera directa.

Clasificación JEL: E25, O15.

Determinants of inequality in the Andean Community: evidence from a Bayesian panel VAR

Abstract: This article analyzes the determinants of income inequality in the countries of Andean Community considering the effects of foreign direct investment, human capital, unemployment, and production by means of a Bayesian panel VAR model. It is found that: i) foreign direct investment has a negative effect on income inequality in Bolivia, which is consistent with the neoclassical theory of international trade, and a positive one in Peru, which is the country with the most mining in the sample; ii) the response of inequality to shocks in human capital is positive in almost all cases, which could imply that education amplifies the existing gap; iii) the impact of unemployment on inequality is positive in Colombia, the country with the lowest level of informality, negative in Peru and not significant in Bolivia and Ecuador, where the loss of formal jobs does not necessarily affect income because there is the alternative of informal employment; iv) the effect of production on inequality is positive in Bolivia and Colombia, but negative in Ecuador and Peru.

Keywords: Income distribution, human development, human resources, foreign direct investment.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n99a352399>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Déterminants de l'inégalité dans la Communauté andine: preuves d'un panel VAR bayésien

Résumé: *Cet article analyse les déterminants de l'inégalité des revenus dans les pays de la Communauté andine en tenant compte des effets de l'investissement direct étranger, du capital humain, du chômage et de la production à travers un modèle de panel VAR bayésien. On constate que : i) l'investissement direct étranger a un effet négatif sur l'inégalité des revenus en Bolivie, ce qui est conforme à la théorie commerciale néoclassique, et positif au Pérou, le pays le plus minier de l'échantillon ; ii) la réponse de l'inégalité aux chocs sur le capital humain est positive dans la plupart des cas, ce qui pourrait signifier que l'éducation amplifie l'écart existant ; iii) l'impact du chômage sur les inégalités est positif en Colombie, pays le moins informel, négatif au Pérou et non significatif en Bolivie et en Equateur, où la perte d'emploi formel n'affecte pas nécessairement les revenus car l'alternative de l'emploi informel existe ; iv) l'effet de la production sur les inégalités est positif en Bolivie et en Colombie, mais négatif en Équateur et au Pérou.*

Mots clés: *répartition des revenus, développement humain, ressources humaines, investissement direct étranger.*

Cómo citar / How to cite this item:

Cáceres, N. & Urbina, D. (2023). Determinantes de la desigualdad en la Comunidad Andina: evidencia desde un panel VAR bayesiano. *Lecturas de Economía*, 99, 209-243.
<https://doi.org/10.17533/udea.le.n99a352399>

Determinantes de la desigualdad en la Comunidad Andina: evidencia desde un panel VAR bayesiano

Nicole Cáceres ^a y Dante A. Urbina ^b

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Metodología y datos. –III. Resultados y discusión. –Conclusiones. –Referencias.

Primera versión recibida el 20 de enero de 2023; versión final aceptada el 15 de mayo de 2023

Introducción

América Latina es una de las regiones más desiguales del mundo, siendo que el 10 % más rico de la población posee 22 veces el ingreso del 10 % más pobre (Busso & Messina, 2020). Su situación es singular y compleja debido a su historia de desequilibrios, altos niveles de mestizaje, sistemas productivos de menor complejidad relativa, el predominio de la informalidad, el énfasis puesto en la adquisición de bienes de capital, un bajo desarrollo institucional y características idiosincráticas (Suárez & Erbes, 2014). Sin embargo, a pesar de estos factores que la convierten en una sociedad altamente desigual y desarticulada, la desigualdad ha venido reduciéndose progresivamente en los últimos veinte años, especialmente en los países andinos (Busso & Messina, 2020). En consecuencia, resulta relevante analizar los factores que explican la dinámica de la desigualdad en estos países.

Dado esto, el presente artículo contribuye a la literatura presentando evidencia empírica sobre los determinantes de la desigualdad de ingresos en los países de la Comunidad Andina (Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú) por medio de un panel VAR bayesiano. Esta es la primera vez en la literatura que

^a *Nicole Cáceres*: Miembro e investigadora del Círculo de Estudios de Desarrollo Económico y Social de la Universidad de Lima, Facultad de Ciencias Empresariales y Económicas, Carrera de Economía, Lima, Perú. Dirección electrónica: 20192505@aloe.ulima.edu.pe <https://orcid.org/0000-0001-5170-9296>

^b *Dante A. Urbina*: Docente de la Universidad de Lima, Facultad de Ciencias Empresariales y Económicas, Carrera de Economía, Lima, Perú. Dirección electrónica: durbina@ulima.edu.pe. <https://orcid.org/0000-0001-5403-9232>

se aplica este modelo para estudiar la desigualdad en los países andinos. El método permite tratar el problema de endogeneidad y, mediante la estimación bayesiana con prior jerárquico, permite obtener resultados individualizados por países considerando la heterogeneidad de las unidades de análisis, en contraste a un panel VAR estándar que genera una estimación para toda la muestra. Dicho esto, investigar los factores que influyen sobre la desigualdad con resultados específicos para cada uno de los países andinos resulta particularmente relevante en el contexto actual porque se trata de uno de los mayores problemas de la región y se relaciona con eventos recientes como las tensiones políticas en Bolivia, las protestas sociales en Colombia, las revoluciones indígenas en Ecuador y las dinámicas electorales e inestabilidad política en Perú. Eventos como estos nos muestran claramente cuán difícil es sostener instituciones democráticas y el crecimiento económico en sociedades altamente desiguales, a la vez que nos advierten sobre la consolidación de círculos viciosos que perpetúan esta situación (Sánchez-Ancochea, 2021).

Lo que resta de este artículo se estructura como sigue: se reseñan estudios teóricos y empíricos sobre los determinantes de la desigualdad (entendida como desigualdad de ingresos), entre los cuales se encuentran la inversión extranjera directa (IED), el capital humano, el desempleo y la producción. En la metodología se presenta el modelo panel VAR bayesiano junto con la descripción de las variables y bases de datos. Luego, se discuten los resultados dados por funciones de impulso-respuesta, descomposición de varianza y descomposición histórica. Finalmente, se presentan las principales conclusiones y recomendaciones.

I. Revisión de literatura

A. Inversión extranjera directa y desigualdad

Hay dos enfoques principales. Por un lado, la teoría neoclásica del comercio, representada por el modelo de Heckscher-Ohlin-Samuelson y el teorema de Stolper y Samuelson (1941), sugiere que en regiones abundantes en mano de obra no calificada la entrada de IED puede reducir la desigualdad. Esto ocurre debido a que cuando se remueven las barreras comerciales y se permite

el ingreso de capitales extranjeros, el precio relativo de los bienes intensivos en mano de obra calificada disminuye, lo cual a su vez genera un aumento en el precio de las industrias intensivas en mano de obra no calificada, que al expandirse aumentan su demanda de este tipo de trabajo. Así, los salarios de los trabajadores menos calificados crecen en una mayor proporción que el de los más educados, por lo que se reducen las brechas de ingreso (Robertson, 2000). Por otro lado, hay quienes argumentan que la entrada de IED puede hacer aumentar la desigualdad en tanto las corporaciones multinacionales, al usar tecnología más avanzada, requieren mano de obra calificada, por lo que le pagan una prima salarial a este tipo de trabajadores por encima de las empresas locales, lo que podría incrementar la desigualdad en los países donde operan (Jensen & Rosas, 2007). Asimismo, Moran (1998) apunta que el control de estas multinacionales sobre la tecnología, sus funciones gerenciales avanzadas y sus canales de exportación podrían evitar que la población local goce de los *spillovers* y externalidades positivas de la IED.

La evidencia empírica en cuanto a la relación entre IED y desigualdad es mixta. Entre los estudios que apoyan una relación positiva se encuentra el de Aitken et al. (1996), quienes al estudiar los casos de México, Venezuela y Estados Unidos concluyen que esto ocurre debido a que niveles más altos de IED se relacionan con salarios significativamente más elevados solo en las empresas extranjeras. De manera similar, Feenstra y Hanson (1997) y Robertson (2000) hallan para el caso mexicano que un aumento de la IED está positivamente correlacionado con un incremento de la demanda relativa de trabajadores calificados y de sus respectivos salarios, una situación que conlleva a una mayor desigualdad. Del mismo modo, Choi (2006) encuentra una relación positiva para una muestra de 119 países en desarrollo debido a que la IED promueve principalmente el desarrollo del sector moderno e industrial, lo que incide en un aumento de la desigualdad especialmente en América Latina y el Caribe. A su vez, Zhang y Zhang (2010) señalan que en China la IED ha acentuado la desigualdad porque el capital se concentra en la zona costera, por lo que ha crecido más.

En contraste, otras investigaciones han encontrado que la IED tiene efectos diversos sobre la desigualdad. Por ejemplo, Lipsey y Sjöholm (2004) y Jensen y Rosas (2007) concluyen para Indonesia y México, respectivamente, que

las empresas extranjeras, dado un nivel educativo, pagan más a los trabajadores que las firmas domésticas, por lo que contribuyen a la disminución de la desigualdad. Por su parte, Figini y Görg (2011) encuentran que en los países en vías de desarrollo la IED inicialmente incrementa la desigualdad salarial y luego la reduce, mientras que en los países desarrollados el efecto es siempre negativo. De otro lado, Lin et al. (2013) hallan que esta relación sigue la forma de una U, mientras que Suanes y Roca (2015), al estudiar el caso de 18 países de América Latina, vuelven a encontrar un patrón de U invertida. Muryani et al. (2021) obtienen un resultado similar en Indonesia. En cambio, Brito e Iglesias (2021), al estudiar una muestra de 18 países latinoamericanos, encuentran que el impacto de la IED sobre la desigualdad no es significativo.

B. Capital humano y desigualdad

La relación entre capital humano y desigualdad es compleja. Por un lado, el modelo tradicional desarrollado por Becker y Chiswick (1966) sugiere que la distribución de las ganancias se determina por la forma de las funciones de oferta y demanda de capital humano. Así, por ejemplo, si una persona es “hábil” y su familia es rica, habrá mayores dispersiones en las tasas de retorno y las cantidades invertidas, por lo que la desigualdad aumentará. Esto se relaciona con los planteamientos de Loury (1981) y Stiglitz (2012), quienes sostienen que las familias más ricas tienen mayores recursos y fácil acceso al mercado de créditos educativos, por lo que pueden mandar a sus hijos a mejores escuelas y universidades, con lo que aumenta la probabilidad de estos estudiantes de conseguir buenos trabajos. En cambio, las familias pobres se ven más restringidas, lo que genera un círculo vicioso y limita las posibilidades de movilidad social. Por su parte, Piketty (2013) señala que un aumento del capital humano reduce la desigualdad dado que la difusión de los conocimientos es la principal vía para aumentar la productividad. Así, cuando los países emergentes adoptan los métodos de producción de los países más desarrollados y califican a sus trabajadores hasta que estén al mismo nivel que el de estas economías más avanzadas, su retraso en cuanto a productividad se reduce y aumentan sus ingresos. Sin embargo, esta convergencia estará condicionada a la medida en que las políticas educativas y las instituciones creadas en este ámbito contribuyan a ello.

En evidencia empírica, los hallazgos tienden a converger hacia una relación positiva entre la desigualdad de capital humano y la de ingresos, por lo que variaciones podrían acentuarla o reducirla según el contexto. Por ejemplo, Psacharopoulos (1977) encuentra que la oferta educativa tiene un rol fundamental para determinar los ingresos relativos, por lo que una política de acceso igualitario a la educación podría reducir la desigualdad de ingresos. De manera similar, Winegarden (1979), Ram (1984) y De Gregorio y Lee (2002) encuentran que una escolaridad promedio más elevada promedio contribuye a una distribución del ingreso más igualitaria. A su vez, Behrman (2011) encuentra que en Chile un aumento de la educación orientada a los más pobres reduce la desigualdad de ingresos. Asimismo, Lustig et al. (2013) hallan que en Argentina, Brasil y México se ha reducido la desigualdad de ingresos debido a la universalización de la educación primaria y la consecuente disminución de la oferta de trabajo poco calificado. Además, Shahpari y Davoudi (2014) encuentran en Irán que un aumento en el capital humano y físico conduce a una distribución del ingreso más equitativa puesto que ambos factores de producción son complementarios y, por lo tanto, al aumentar la acumulación de capital físico, la demanda de trabajo y los salarios también lo hacen. Por su parte, Lee y Lee (2018) concluyen que una distribución más igualitaria de la educación contribuye significativamente a reducir la desigualdad de ingresos. Además, Castelló-Climent y Doménech (2021), con base en una muestra de 146 países para el período 1950-2019, encuentran que la relación entre desigualdad de capital humano y desigualdad de ingresos es positiva.

C. Desempleo y desigualdad

Según Stiglitz (2012), el desempleo es la peor falla de mercado, la mayor fuente de ineficiencia en el mismo, y una de las mayores fuentes de desigualdad. En ese contexto, la relación entre desempleo y desigualdad se ha abordado principalmente desde la perspectiva macroeconómica a través de investigaciones enfocadas en los ciclos económicos, donde se ha llegado a un consenso general en el que la desigualdad presenta un comportamiento contracíclico (Mírer, 1973; Mocan, 1999; Thurow, 1970). En este sentido, Björklund (1991) plantea que en periodos de recesión un aumento del desempleo podría ocasionar un incremento de la desigualdad dado que las personas que

tienden a ser despedidas son aquellas menos calificadas y de menor paga. Sin embargo, algunos factores podrían hacer más compleja la relación entre ambas variables por cuanto, por ejemplo, los más pobres pueden tener acceso a los beneficios del seguro social y los más ricos pueden experimentar pérdidas de capital. Por otro lado, durante las épocas de expansión, muchos de los trabajadores más pobres que estaban desempleados se reincorporan al mercado laboral, lo que podría contribuir a una disminución de la desigualdad. No obstante, esta también podría amplificarse debido a la evolución favorable de las ganancias de capital para las personas más ricas. Otros factores que complican establecer con certeza la relación entre ambas variables son características personales como la edad y el sexo (Martínez et al., 2001).

En cuanto a esta relación, la evidencia empírica tiende a afirmar una relación positiva. Thurow (1970) halla esto para Estados Unidos, pero señala que la generación de empleo es un instrumento limitado para reducir la desigualdad dado que este solo puede llegar hasta cero. Por su parte, Björklund (1991) encuentra una relación positiva entre desempleo y desigualdad para el caso de Suecia, pero especifica que esta es menos marcada debido a que el Estado de Bienestar reduce las consecuencias distributivas del desempleo. Asimismo, Mocan (1999) encuentra que aumentos en el desempleo estructural acentúan significativamente la desigualdad, por lo que es vital que las políticas públicas se enfoquen en reducirlo. Por su parte, Galbraith (2009), al analizar una muestra de 160 países, encuentra una relación directa entre el desempleo y la desigualdad salarial, y señala que esta ha disminuido en Sudamérica desde que la región abandonó las políticas del consenso de Washington debido a una modesta recuperación del empleo público. De manera similar, Gasparini y Lustig (2011) obtienen que Argentina, Brasil y México en las últimas décadas han experimentado una disminución de la desigualdad debido a factores como mejores condiciones macroeconómicas que impulsaron la generación de empleo y el fortalecimiento de las instituciones laborales. A su vez, Shahpari y Davoudi (2014) encuentran una correlación positiva entre el desempleo y la desigualdad en Irán.

No obstante, existen también estudios que no hallan una relación positiva. Mirer (1973), considerando el impacto de la recesión de los setenta en los Estados Unidos, encuentra una relación negativa entre desempleo y desigualdad

dado que las familias más pobres mejoraron su posición económica relativa, aunque enfatiza que estos resultados no implican que las recesiones son beneficiosas para los más pobres. Por su parte, Martínez et al. (2001) hallan que en los países desarrollados no existe relación entre ambas variables debido al reducido diferencial de ingresos entre los desempleados y su pequeño peso demográfico. A su vez, Muryani et al. (2021) encuentran que en Indonesia el desempleo está asociado a la desigualdad, lo que sugiere que la escasez de trabajos no es la principal fuente de este tipo de desigualdad, por lo que las políticas públicas deberían apoyar el empleo de alta calidad para que la población pueda beneficiarse del crecimiento económico.

D. Producción y desigualdad

En las discusiones sobre la relación entre producción y desigualdad resulta fundamental el aporte de Kuznets (1955), quien plantea que esta tiene forma de U invertida, de modo que inicialmente la desigualdad aumenta debido a que unos pocos disfrutan de los beneficios de un mayor progreso económico, pero luego disminuye porque más personas se van integrando a este proceso. Se trata de un hito relevante por cuanto, como refiere Piketty (2013), esta llamada “curva de Kuznets” fue la primera teoría sobre la desigualdad que, a diferencia de los planteamientos previos de autores como Malthus, Ricardo y Marx, estuvo basada en un profundo estudio estadístico, aunque, desde luego, imperfecto. Sin embargo, a partir de los años de 1970, con el fin de la bonanza económica de la post-guerra, se comenzó a cuestionar dicha hipótesis y se reemplazó la idea de “crecer primero para luego distribuir” por “crecer con equidad” (Mkandawire, 2001). Algunos de los nuevos enfoques plantean que la desigualdad sigue la forma de una U, como Piketty (2013), quien argumenta que esto sucede cuando la tasa de rendimiento del capital es consistentemente superior a la tasa de crecimiento de la economía, lo que implica que los patrimonios heredados se recapitalizan más rápidamente que los formados a raíz de la vida laboral. De otro lado, Milanovic (2016) asume una postura intermedia al proponer que a lo largo de la historia moderna la desigualdad ha seguido la forma de ondas o ciclos, de modo que con la Revolución Industrial y el incremento del ingreso promedio se amplió la “frontera de posibilidades de la desigualdad”, pero a inicios del siglo XX la desigualdad

disminuyó debido a mecanismos “benignos” como un aumento de la oferta de trabajadores calificados y otros “malignos”, como las guerras.

Hay controversia en los estudios empíricos que abordan esta relación. En cuanto a los que apoyan la hipótesis de la U invertida, tenemos el trabajo pionero de Kuznets (1955), quien encuentra que inicialmente la desigualdad se incrementa debido a factores como la concentración del ahorro en los percentiles más altos y la transición hacia lo urbano, pero que luego empieza a disminuir debido a interferencias legislativas como impuestos sobre la herencia y otros factores como la popularización del control natal. Igualmente, usando una muestra más amplia que incluye a países en vías de desarrollo, Kuznets (1963) obtiene resultados similares y señala que la desigualdad es mayor en las zonas urbanas de los países emergentes porque estos están en la parte inicial de la curva. De manera similar, Ahluwalia (1976) obtiene este patrón y observa que en los países en vías de desarrollo el punto de inflexión se desplaza ligeramente hacia adentro. Asimismo, Amendola y Dell’Anno (2010), analizando una muestra de 18 países latinoamericanos, encuentran este tipo de relación en tanto un mayor PBI permite al sector público mejorar las condiciones de los más pobres y las economías desarrolladas vienen mostrando un mayor interés en la lucha contra la desigualdad. Por su parte, Muryani et al. (2021) encuentran que la hipótesis de Kuznets se cumple en Indonesia.

De otro lado, hay estudios empíricos que cuestionan la hipótesis de Kuznets. Por ejemplo, Gagliani (1987) encuentra una relación positiva entre ambas variables. Además, Alesina y Rodrik (1994) encuentran una relación negativa entre desigualdad y crecimiento económico especialmente pronunciada en América Latina. A su vez, Deininger y Squire (1996), analizando una muestra de 108 países, obtienen que no existe una relación sistemática entre crecimiento y desigualdad. Por su parte, López et al. (2006) encuentran que no existe una curva de Kuznets “mundial” ni tampoco una para el ámbito latinoamericano. A su vez, Yamada et al. (2012) encuentran una relación negativa en el caso peruano y sostienen que la desigualdad se ha reducido debido a las altas tasas de crecimiento, los programas sociales como JUNTOS y el incremento de los ingresos laborales especialmente en los percentiles medios. Además, Sánchez-Torres (2017) obtiene que en Colombia no hay una relación definida dado que departamentos con el mismo nivel de ingreso presentan resultados

distintos en cuanto a desigualdad.

Por otro lado, hay autores que apoyan los llamados ciclos u ondas de Kuznets, como Hernández (1999), quien encuentra que la relación entre producción y desigualdad sigue la forma de una U invertida en México durante el período 1963-1984, pero luego esta tendencia se revierte. Barro (2000) halla que la adopción de cada nuevo tipo de tecnología tiene un efecto dinámico y transitorio a lo Kuznets sobre la distribución del ingreso. Por su parte, Galbraith (2009) señala que esta relación es más compleja de lo que plantea la hipótesis de la U invertida dado que en algunos países ricos un aumento de los ingresos se asocia nuevamente con un aumento de la desigualdad.

E. Inversión extranjera, capital humano, desempleo, producción y desigualdad

En lo precedente hemos visto la conexión de cada factor considerado con la desigualdad de ingresos. Sin embargo, es también pertinente considerar las interacciones entre las diversas dimensiones, como en un sistema. Así, existe una relación compleja entre la inversión extranjera directa, el capital humano, el desempleo, la producción y la desigualdad de ingresos por cuanto interactúan y se influyen mutuamente de diferentes formas. Por ejemplo, Aitken et al. (1996) hallan que la inversión extranjera directa se relaciona con la formación de capital humano y la desigualdad de ingresos puesto que las empresas extranjeras transfieren tecnología e ideas a los países donde operan, pero, al pagarles una prima salarial a sus trabajadores altamente calificados, se reduce la rotación del personal, por lo que estos nuevos conocimientos no se esparcen a los demás sectores y, en consecuencia, aumenta la desigualdad. Por su parte, Lin et al. (2013) encuentran que antes de llegar a cierto nivel de capital humano, la inversión extranjera directa conduce a una distribución del ingreso más igualitaria, pero que a partir de ese umbral exacerba la desigualdad dado que beneficia más a las personas de mayores ingresos. A su vez, los altos niveles de desigualdad proveen pocas oportunidades educativas a individuos talentosos, pero poco privilegiados, y desalientan la inversión al hacer la sociedad más inestable, lo que podría ser dañino para un crecimiento económico sostenible (Lee y Lee, 2018).

Castells-Quintana y Royuela (2012) argumentan que el desempleo puede generar serios efectos redistributivos, con distorsiones en la asignación de recursos, aumenta la pobreza, limita la liquidez, deprecia el capital humano y desalienta su acumulación. A su vez, Taresh et al. (2021) señalan que, en el largo plazo, la desigualdad genera shocks sociales que provocan deterioro del bienestar colectivo y aumento del desempleo, y un empeoramiento de la calidad educativa y sanitaria de la población, por lo que afecta al desarrollo humano. Entonces, como se puede observar, existen interacciones dinámicas entre estas variables. Precisamente por esto resulta particularmente adecuada la aplicación de una metodología panel VAR dado que, por construcción, esta considera la posibilidad de causalidad bidireccional entre las variables del sistema y permite obtener los efectos distintivos de cada una de las variables del sistema sobre otra.

II. Metodología y datos

A. Modelo econométrico

Estimamos un panel VAR de la siguiente forma:

$$Y_{it} = \mu_i + Y_{i,t-1}B_{1i} + Y_{i,t-2}B_{2i} + \dots + Y_{i,t-p}B_{pi} + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

donde $i = 1, \dots, N$ denota a los países, $t = 1, \dots, T$ representa a los periodos temporales, μ_i son los efectos fijos de panel específicos por variable dependiente, p es el orden del rezago, ϵ_{it} representa el error del modelo y el vector $Y_{it} = [y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, y_{4t}, y_{5t}]$ representa el conjunto de variables endógenas ordenadas como sigue: IED, capital humano, desempleo, producción nacional y desigualdad.

Para la estimación se aplica una metodología bayesiana utilizando el prior jerárquico de Gelman et al. (2021) por cuanto permite asignar una probabilidad conjunta que refleja la dependencia de los múltiples parámetros del modelo. Los resultados observables se modelan condicionalmente sobre ciertos parámetros que a su vez siguen una especificación probabilística en términos de parámetros subyacentes conocidos como hiperparámetros. Los modelos jerárquicos tienen la ventaja de tener suficientes parámetros para ajustarse a los datos adecuadamente a la vez que usan una distribución poblacional para

captar la dependencia entre parámetros y de esa manera evitar el problema de “sobreajuste”.

Siguiendo a Dieppe et al. (2016), la estimación se realiza por Matlab a través del *Bayesian Estimation, Analysis and Regression (BEAR) toolbox*. En cuanto a los hiperparámetros, estos corresponden al ajuste general (λ_1), la ponderación de variables cruzadas (λ_2), el decaimiento del rezago (λ_3) y el parámetro de varianza (λ_4). Considerando a λ_1 como una variable aleatoria, usamos los valores propuestos por Dieppe et al. (2016), es decir, $\lambda_2 = 0,5$, que implica que los rezagos de las propias variables pesan más que los de las demás, $\lambda_3 = 1$, que implica que el coeficiente de escala es lineal y $\lambda_4 = 100$, que implica heterocedasticidad.

El vector de coeficientes es $\beta_i \sim \mathcal{N}(b, \sum_b)$. Estos siguen una distribución normal con una media común b y una varianza común \sum_b , que adoptan una forma funcional que replica la matriz de coeficientes y covarianzas VAR del prior de Minnesota. La varianza de los parámetros en β que relacionan las variables endógenas con sus propios rezagos es $\Omega_b = (\frac{1}{p\lambda_3})^2$, y la de los correspondientes a los coeficientes de rezagos cruzados es $\Omega_b = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2} (\frac{\lambda_2}{p\lambda_3})^2$. Por su parte, la matriz completa de covarianzas se define como $\sum_b = (\lambda_1 I_q) \Omega_b$. Para lograr que λ_1 provea un buen balance entre estimados individuales y grupales, se escoge una distribución Gamma inversa dada por $\lambda_1 \sim IG(s_0/2, v_0/2)$. Teniendo en cuenta que los resultados pueden ser sensibles a los valores elegidos para la forma $s_0/2$ y la escala $v_0/2$, consideramos valores bajos, tal que $s_0 = v_0 = 0,001$, de tal modo que el prior sea débilmente informativo.

Se utiliza una identificación estructural por factorización triangular, la cual asume restricciones contemporáneas de una manera similar a la descomposición de Choleski y ajusta una respuesta contemporánea unitaria de las variables a sus propios shocks. En este último punto radica su ventaja con respecto a la factorización de Choleski, que no permite directamente la comparabilidad en tanto los shocks se asociarían a diferentes escalas. Dado esto, se generan 2000 *draws*, de los cuales se descartan los 1000 primeros para que las condiciones iniciales no influyan en el resultado final. Luego, se toma 1 de cada 10 *draws*, y con base en ellos se calculan los intervalos de credibilidad para las funciones de impulso-respuesta. Adicionalmente, se obtiene la descomposición de varianza y la descomposición histórica.

B. Datos

Este estudio utiliza datos de panel para analizar cómo la IED, el capital humano, el desempleo y la producción influyen en la desigualdad en los países de la Comunidad Andina (Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú) durante el periodo 1998-2019. La elección de este periodo de análisis se debe a la disponibilidad de datos. Trabajamos con un panel balanceado con observaciones completas para cada variable y unidad de análisis.

Dado esto, se considera la tasa de crecimiento anual de los flujos netos de entrada de IED. Asimismo, se usa el Índice de Capital Humano, el cual se mide en términos de tiempo de escolaridad promedio observada y retornos de la educación. A su vez, se considera la primera diferencia de la tasa de desempleo, que mide el porcentaje de la fuerza laboral que no tiene trabajo, pero está activamente buscándolo. En cuanto a la producción, se toma la primera diferencia del logaritmo del Producto Bruto Interno (expresado en dólares constantes de 2015). Finalmente, se considera el Índice de Gini, que va de 0 a 1, donde valores más altos indican un mayor nivel de desigualdad. Todas las variables fueron obtenidas del Banco Mundial, con la excepción del Índice de Capital Humano, que se obtuvo del *Penn World Table*.

El Índice de Gini es una medida de la desigualdad en cuanto a la distribución de ingresos y a ello se dirige el objeto de esta investigación. Sin embargo, existen también otras dimensiones de la desigualdad como la educativa y de salud. Aunque existen datos sobre estas dimensiones de la desigualdad, la disponibilidad de estos en términos comparables entre países (de datos medidos con una misma metodología) es limitada, en tanto habría demasiados datos faltantes y no se cubriría todo el período de análisis. Como la metodología panel VAR requiere de paneles largos, nos centraremos en la desigualdad de ingresos mediante el Índice de Gini. De todos modos, se podrían estudiar con más detalle las otras dimensiones de la desigualdad con metodologías alternativas aplicables a paneles cortos. Sobre ello volveremos en la última sección del presente documento.

Para tener una primera vista aproximativa de los datos, presentamos a continuación estadísticas descriptivas de las variables.

Tabla 1. *Estadísticas descriptivas*

País	Estadísticos descriptivos	Gini	Crecimiento	IED	Desempleo	Capital humano
Bolivia	Media	51,50	0,04	-37,59	0,08	2,69
	Desv. estándar	6,19	0,01	120,68	0,32	0,16
Colombia	Media	54,05	0,03	15,96	-0,10	2,66
	Desv. estándar	2,64	0,02	63,30	1,87	0,15
Ecuador	Media	49,94	0,03	-83,01	-0,03	2,63
	Desv. estándar	4,35	0,02	531,34	0,60	0,12
Perú	Media	47,64	0,04	12,46	-0,06	2,72
	Desv. estándar	4,31	0,03	43,52	0,32	0,08

Fuente: elaboración propia.

Conforme a la Tabla 1, se verifica que en los países de la Comunidad Andina hay una alta desigualdad en la distribución de los ingresos conforme al índice de Gini, siendo Colombia y Perú los países con mayor y menor desigualdad, respectivamente. En cuanto a la tasa de crecimiento, vemos que es bastante similar para este grupo de países, siendo de 4% en Bolivia y Perú y de 3% en Colombia y Ecuador. Se trata de un crecimiento moderado. Respecto de los flujos netos de IED, vemos que —en términos de desviación estándar— estos exhiben una alta volatilidad en los países de la Comunidad Andina. Esto se corresponde con que gran parte de la IED en este grupo de países se asocia a actividades extractivas cuya dinámica depende a su vez de precios internacionales muy volátiles. En cuanto al desempleo, vemos que durante el periodo de análisis ha disminuido en promedio en todos los países de la Comunidad Andina con la excepción de Bolivia. Finalmente, respecto del índice de capital humano, encontramos que los países de la Comunidad Andina tienen puntajes similares, siendo el más alto el de Perú.

III. Resultados y discusión

Como paso previo a la estimación del panel VAR bayesiano, verificamos la estacionariedad de los paneles. Para ello, aplicamos la prueba de raíz unitaria en panel tipo Fisher que, al estar basado en los cuatro métodos propuestos por Choi (2001), tiene la ventaja de presentar varios estadísticos con sus respectivos valores p . Los resultados se presentan en la Tabla 2. Puesto que la hipótesis nula de este grupo de pruebas se asocia a la presencia de raíz unitaria, los resultados claramente dan evidencia de que nuestros paneles cumplen con la condición de estacionariedad.

Tabla 2. Prueba de raíz unitaria en panel

Fisher-type tests	Gini		Crecimiento		IED		Desempleo		Cap. humano	
	Stat	P-val	Stat	P-val	Stat	P-val	Stat	P-val	Stat	P-val
Inverse chi-sq	186,29	0,00	366,22	0,00	367,80	0,00	116,56	0,00	63,46	0,03
Inverse normal	-0,57	0,28	-9,79	0,00	-9,43	0,00	-2,19	0,01	-1,83	0,03
Inverse logit t	-5,93	0,00	-19,94	0,00	-20,00	0,00	-4,69	0,00	-1,96	0,03
Modified inv chi-sq	15,17	0,00	34,35	0,00	34,52	0,00	7,74	0,00	2,07	0,02

Fuente: elaboración propia.

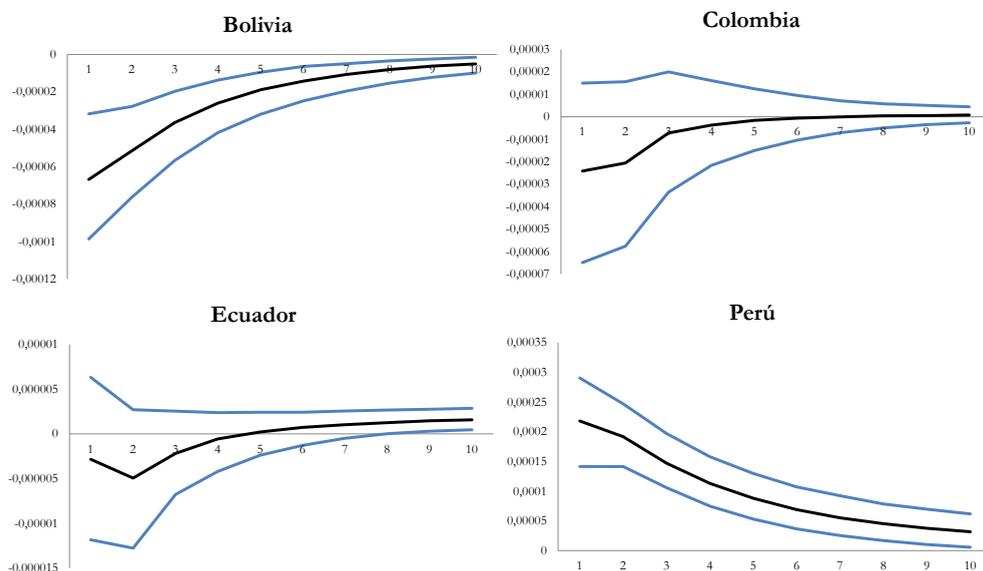
Dado esto, procedemos a la estimación del modelo correspondiente al panel VAR especificado en la sección anterior. Se eligió un rezago ($p = 1$) para el sistema con base en la prueba de Andrews y Lu (2001) considerando los valores más bajos de los criterios de información.

Aplicando la estimación bayesiana con 2000 *drams*, de los cuales se descartan los 1000 primeros y se toma 1 de cada 10, obtenemos los tres grupos de resultados fundamentales que nos muestran la relación dinámica de las variables: i) funciones de impulso-respuesta, ii) descomposición de varianza, y iii) descomposición histórica.

A. Funciones impulso-respuesta

La Figura 1 muestra cómo la IED afecta a la desigualdad. En el caso de Bolivia, el efecto es negativo. Este resultado está en línea con Lipsey y Sjöholm (2004) y, además, apoya a la teoría neoclásica del comercio, que sugiere que al ingresar capitales extranjeros se expande el sector de bienes intensivos en mano de obra no calificada como, por ejemplo, la construcción, lo que induce a un aumento de la demanda de este tipo de trabajadores y, por tanto, de su salario, reduciéndose así la desigualdad. Sin embargo, cabe notar que este país ha experimentado una caída del 123 % en la IED durante el período de estudio a raíz del cambio hacia un régimen más intervencionista. En contraste, el impacto de la IED sobre la desigualdad es positivo en Perú, país que, entre los de la muestra, es uno de los que ha experimentado más entradas de IED (creció 190 % durante el período de estudio) y tiene el mayor peso del sector minero. Por tanto, este resultado podría deberse a que en este país la IED se estaría destinando en gran parte a sectores intensivos en capital como la minería que, al usar tecnología más avanzada, requieren trabajadores más educados, por lo que podrían incrementar la desigualdad entre estos y los menos cualificados, además que también se generarían diferencias entre los que trabajan para empresas locales y extranjeras (véase: Aitken et al., 1996; Choi, 2006). Por su parte, en el caso de Colombia y Ecuador encontramos que la IED no tiene un impacto significativo sobre la desigualdad, lo cual coincide con lo hallado por Brito e Iglesias (2021). Sin embargo, la situación de estos países no es igual. Mientras en Ecuador las entradas de IED han sido menores —crecieron solo un 12 % durante el período de análisis—, en el caso de Colombia se ha dado un gran crecimiento de las mismas —395 % durante el período de análisis—, de modo que en este último país los efectos positivos y negativos sobre la desigualdad podrían “neutralizarse” entre sí. Por un lado, esta podría aumentar dado que la IED se dirige principalmente al sector de los recursos naturales (Cepal, 2015) que requieren mano de obra más calificada. Por otro lado, esta podría disminuir dado que en Colombia los departamentos mineros como Bogotá, Cundinamarca, Antioquia y Santander son precisamente los que poseen la mayor concentración poblacional (Sánchez-Torres, 2017), de modo que los beneficios podrían “derramarse” más ampliamente incluyendo el hecho de que en torno a las zonas mineras se generan también otras actividades económicas como el comercio.

Figura 1. Funciones impulso-respuesta de los shocks de IED sobre la desigualdad por países

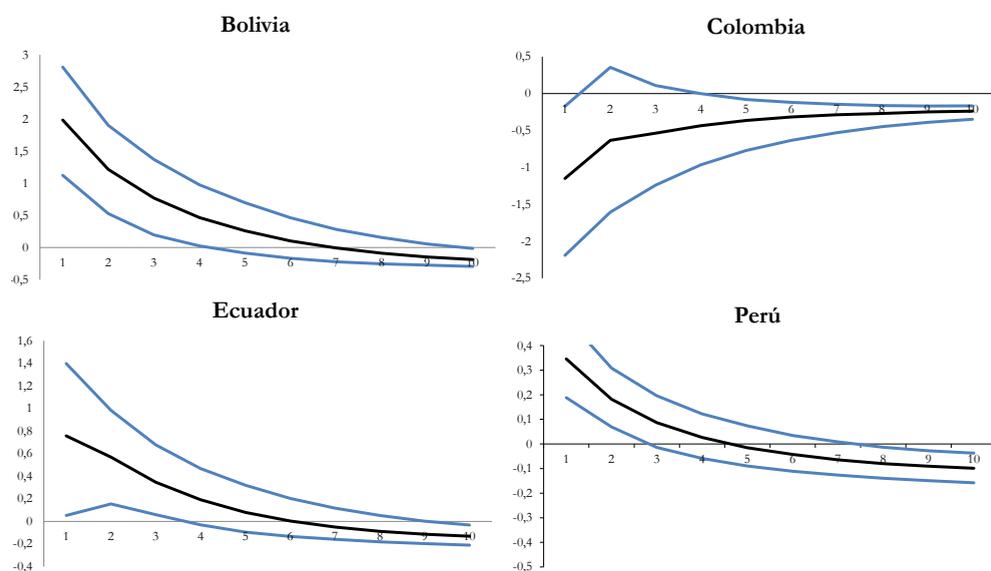


Fuente: elaboración propia.

La Figura 2 muestra cómo el capital humano afecta la desigualdad. Se observa un impacto inicial positivo y significativo en los casos de Bolivia, Ecuador y Perú. Esto podría reflejar que un aumento en la escolaridad promedio observada y los retornos de la educación, al estar orientados a un determinado grupo de personas como las que viven en las áreas urbanas, podría reforzar las desigualdades educativas existentes, ampliando así la brecha de ingresos. En contraste, en el caso de Colombia el efecto inicial es negativo, de modo que en el corto plazo un aumento del capital humano contribuiría a cerrar la brecha de ingresos. En línea con Psacharopoulos (1977) y Behrman (2011), esto podría deberse a que en Colombia existe un mayor énfasis en las políticas de acceso igualitario a educación de calidad como se ve reflejado en el Plan Nacional de Desarrollo, cuyo objetivo es convertir a la educación en la herramienta principal para la reducción de la desigualdad, y también en los programas de ayuda estudiantil a través de becas y créditos (Espinoza, 2013).

Además, cabe resaltar que este país ha experimentado el mayor crecimiento (23 %) en el índice de capital humano durante el período de análisis y presenta el menor porcentaje de población rural (18,26 %) en comparación con Bolivia, Ecuador y Perú (29,53 %, 35,64 % y 21,5 %, respectivamente), de modo que en Colombia mayor cantidad de población se beneficia más directamente de las mejoras en capital humano.

Figura 2. Funciones impulso-respuesta de los shocks de capital humano sobre la desigualdad por países

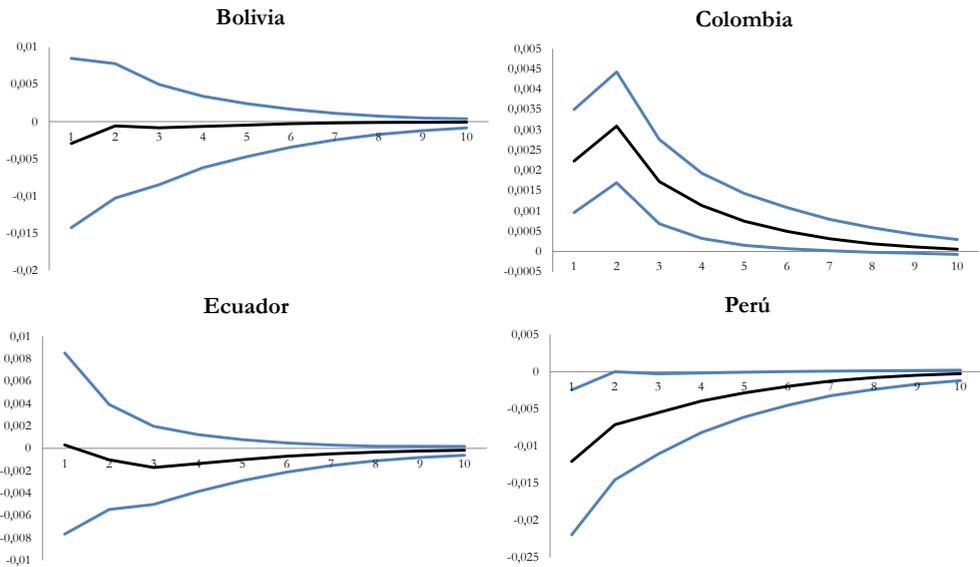


Fuente: elaboración propia.

La Figura 3 muestra el efecto del desempleo sobre la desigualdad. Se da un notorio contraste en los países analizados. En Colombia el desempleo presenta un impacto persistente, positivo y estadísticamente significativo sobre la desigualdad. Esto podría deberse a que Colombia es el país de la muestra con menor tasa de informalidad (véase OIT, s.f.), de modo que las personas que pierden sus empleos formales tienen menos posibilidad de recurrir al mercado informal en busca que una fuente de ingresos alternativa, lo cual

podría amplificar las desigualdades existentes. En cambio, en Perú la respuesta de la desigualdad a shocks en el desempleo es negativa y estadísticamente significativa para el primer periodo. Si bien en principio puede esperarse que más desempleo aumente la desigualdad, esto no necesariamente es así como muestran Mirer (1973) y Muryani et al. (2021). Una de las explicaciones es que cuando hay un amplio mercado informal, la pérdida del empleo formal no se convierte en desempleo, sino que las personas pueden seguir obteniendo ingresos por la vía informal y la desigualdad no se ve acentuada. Perú es precisamente un país con alto nivel de informalidad, como también es el caso de Bolivia y Ecuador, lo cual podría explicar el hecho de que en estos países no se halle un efecto positivo sino uno estadísticamente no significativo en tanto el sector informal “absorbería” los efectos de los shocks en el desempleo.

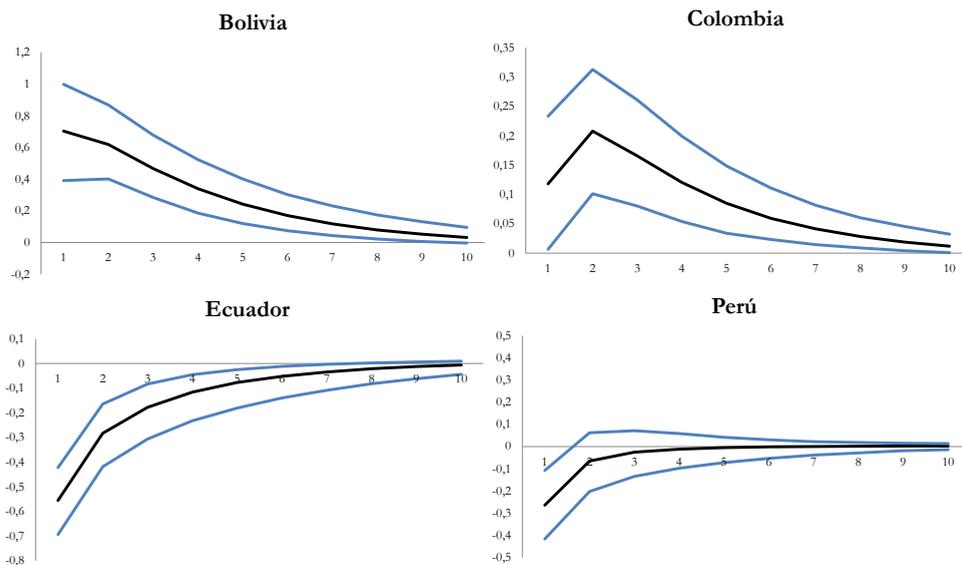
Figura 3. *Funciones impulso-respuesta de los shocks de desempleo sobre la desigualdad por países*



Fuente: elaboración propia.

En la Figura 4 se observa el efecto de la producción sobre la desigualdad. Los resultados son mixtos. En el caso de Bolivia y Colombia el impacto es positivo, lo que reflejaría que los beneficios del crecimiento económico no se distribuyen equitativamente entre toda la población y puede interpretarse en línea con la hipótesis de Kuznets (1955) por cuanto en las etapas iniciales del desarrollo unos pocos disfrutaban de la bonanza económica. En cambio, en Ecuador y Perú la respuesta es negativa. Como plantean Amendola y Dell'Anno (2010), esto podría indicar que un mayor PBI permite mejorar las condiciones de los más pobres. En este contexto, es importante tener en cuenta la implementación exitosa en el Perú de programas sociales como JUNTOS, que progresivamente ha recaudado más recursos a raíz del boom de los *commodities* y ha ampliado su cobertura, ya que de atender 4 regiones en 2005 pasó a 14 en 2011 (véase Yamada et al., 2012).

Figura 4. Funciones impulso-respuesta de los shocks de la producción sobre la desigualdad por países

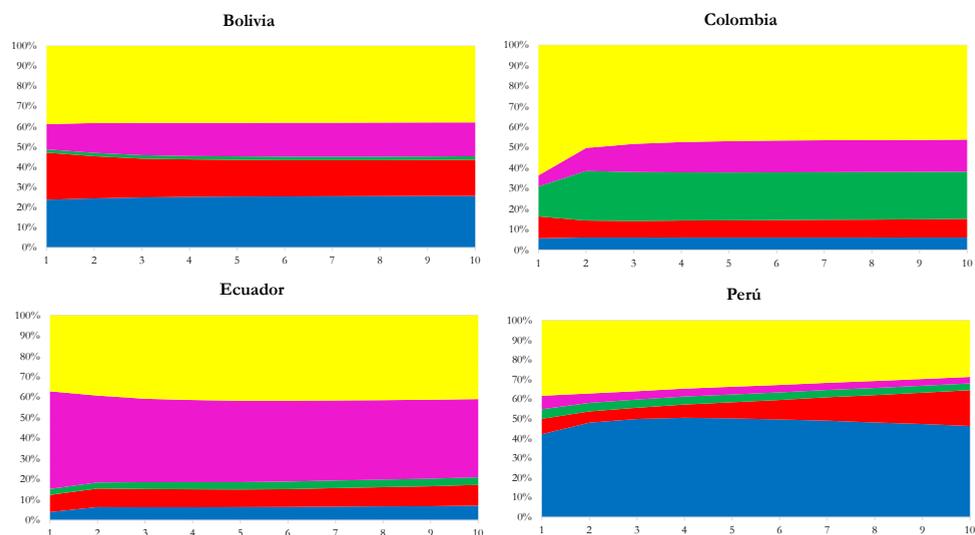


Fuente: elaboración propia.

B. Descomposición de la varianza

En la Figura 5 se presentan los resultados de la descomposición de la varianza de la desigualdad. Se observa cuáles shocks en la IED tienen una gran influencia en explicar las fluctuaciones de la desigualdad en Bolivia y Perú. Esto es particularmente notorio en este último país, siendo que los shocks en la IED explican el 43,02% de las fluctuaciones de la desigualdad en el décimo período. Ello podría deberse a que Perú es uno de los mayores receptores de capitales extranjeros en la muestra, especialmente en el sector minero (Abeliansky et al., 2020). De manera similar, el capital humano es relevante en explicar las fluctuaciones de la desigualdad en Bolivia y Perú, donde estos shocks son responsables del 16,39% y 16,93% de las fluctuaciones de la desigualdad en el décimo período, respectivamente. En este sentido, una reorientación de los programas educativos hacia los sectores más vulnerables como, por ejemplo, la creación de “universidades indígenas” y el bono “Juancito Pinto” para los niños en edad escolar en el caso boliviano (Espinoza, 2013), podría contribuir a cerrar las brechas de ingreso. El desempleo, por su parte, juega un rol menor en explicar las fluctuaciones en la desigualdad en todos los países salvo en Colombia, donde los cambios en el desempleo representan el 19,84% de las fluctuaciones en la desigualdad en el décimo período. Estos resultados podrían explicarse por el hecho de que Colombia es el país de la muestra con el menor nivel de informalidad (OIT, s.f.) y mayor tasa de desempleo (FMI, s.f.). Esto significa que en Colombia la pérdida del empleo formal se convierte en desempleo en un mayor grado dado que las personas no tienen la “opción” de recurrir al mercado informal en busca de fuentes alternativas de ingreso. Asimismo, en Bolivia, Colombia y Perú la producción tiene un papel fundamental para explicar las fluctuaciones en la desigualdad, ya que representa el 15,31%, 13,47% y 33,67% de las fluctuaciones en la desigualdad en el décimo período, respectivamente.

Figura 5. *Descomposición de la varianza de la desigualdad por países*



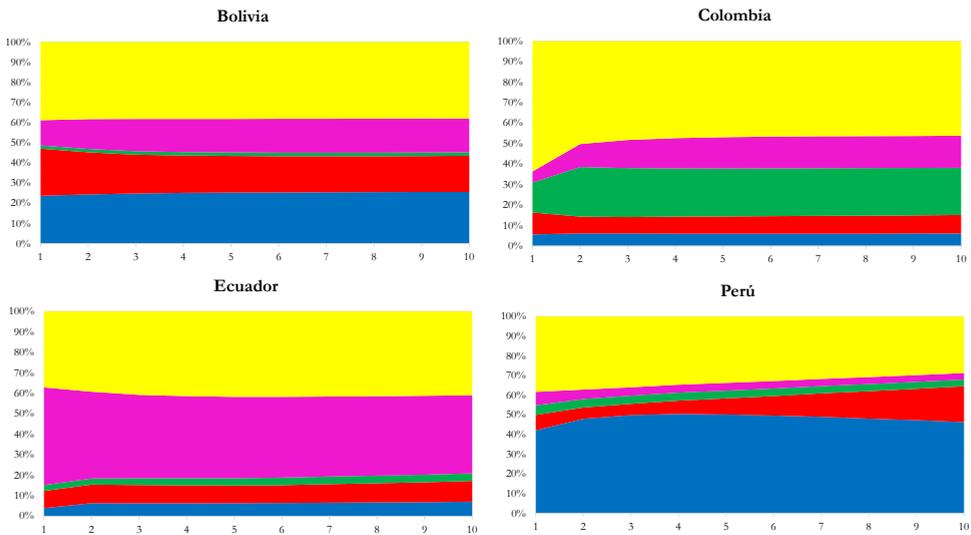
Fuente: elaboración propia.

C. Descomposición histórica

La descomposición histórica puede verse en la Figura 6. Se encuentra que los shocks en la IED tienen una importancia remarcable en explicar una disminución de la desigualdad en Perú durante el periodo 2014-2019, cuando se redujo significativamente la entrada de IED debido a la desaceleración generada por el fin del boom de los *commodities* (Cepal, 2015). Esto es un factor relevante precisamente porque Perú es el país más minero de la muestra, a diferencia de los otros donde el rol de la IED en explicar las fluctuaciones de la desigualdad es menor. A su vez, observamos que el capital humano ha jugado un rol importante en explicar la dinámica de la desigualdad en todos los países. En el caso de Ecuador hubo un aumento significativo del rol del capital humano durante el periodo 2013-2019 para explicar la reducción de la desigualdad, lo que coincide con el hecho de que este país experimentó mejoras significativas en Matemáticas y Ciencias en el Estudio Regional Comparativo y Explicado del 2019 (UNESCO, 2021). El desempleo, en cambio,

juega un papel poco relevante en explicar las fluctuaciones en la desigualdad en todos los países con la excepción de Colombia, especialmente durante el periodo 1998-2000, cuando el desempleo alcanzó máximos históricos (20 % en el 2000) posiblemente debido a factores como un aumento inusitado de las tasas de referencia que resultó en una crisis hipotecaria, el encarecimiento del costo laboral y la caída de la inversión (Arango & Posada, 2001). Por último, se tiene que la producción es un factor importante que influye sobre el aumento de la desigualdad especialmente en Colombia durante el periodo 2007-2014, cuando una mejora significativa del PBI a raíz de un aumento de la demanda interna no se tradujo en un aumento de los ingresos de las familias más pobres de las zonas rurales. Por el contrario, como reporta la Dirección de Desarrollo Social (2015), en esos lugares el crecimiento económico amplificó la pobreza monetaria y la desigualdad debido a que se redujeron los salarios reales de los quintiles más pobres a la vez que aumentaron los de los más ricos.

Figura 6. *Descomposición histórica de la desigualdad por países*



Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

Se ha presentado evidencia de los efectos de la IED, el capital humano, el desempleo y la producción sobre la desigualdad en los países de la Comunidad Andina mediante la estimación de un panel VAR bayesiano. Los resultados revelan que la entrada de capitales extranjeros tiene un impacto negativo en Bolivia, lo cual es consistente con la teoría neoclásica del comercio, uno positivo en Perú, que es el país más minero de la muestra, y uno no significativo en Colombia y Ecuador. En contraste, la respuesta de la desigualdad ante shocks en el capital humano es positiva en la mayoría de casos debido a que, por la vía educativa, se estarían ampliando las brechas existentes entre el sector urbano y rural. La excepción a esto es Colombia, precisamente el país andino con menor proporción de la población rural. Asimismo, el impacto del desempleo sobre la desigualdad es positivo en Colombia, mientras que en Perú es negativo y en Bolivia y Ecuador es no significativo. Este contraste podría explicarse por cuanto en los países con alta informalidad la pérdida de empleo formal no se traduce automáticamente en pérdida total de ingresos, sino que muchas de las personas acuden rápidamente a la alternativa de obtener ingresos en el sector informal. Sin embargo, esta dinámica no sería lo suficientemente marcada en Colombia, precisamente por ser el país con menos informalidad de nuestra muestra, y por ello se observa allí un efecto positivo del desempleo sobre la desigualdad. A su vez, se halla que el efecto de la producción sobre la desigualdad es positivo en Bolivia y Colombia, pero negativo en Ecuador y Perú, lo cual muestra la complejidad de la relación entre producción y desigualdad.

En términos de recomendaciones, nuestros resultados sugieren que los países andinos deben orientar la IED hacia sectores intensivos en mano de obra como la construcción para que los trabajadores menos calificados mejoren sus niveles de ingreso. En cuanto al capital humano, se ha dado el resultado de que este puede hacer aumentar la desigualdad. El capital humano es un hallazgo llamativo para impulsar el crecimiento económico de los países, pero, según lo que estamos hallando, podría estar impulsando un crecimiento desigual. En vista de ello, se recomienda que los países desarrollen políticas educativas orientadas hacia los sectores más pobres como el rural para brin-

dar igualdad de oportunidades a la población y convertir a la educación en el vehículo más efectivo de movilidad social. En ese sentido, es importante trabajar por una descentralización de la educación de calidad. En general sucede que los colegios o universidades de alta calidad están concentrados en las grandes ciudades, mientras que hay una oferta educativa bastante deficiente para zonas rurales. Por tanto, se deben impulsar políticas que propicien la existencia y extensión de ofertas educativas de alta calidad en zonas rurales. Se podrían ofrecer sueldos significativamente más altos a los docentes que enseñen en instituciones públicas de zonas rurales, así que varios tomen ese incentivo y mejoren el nivel educativo de esas zonas y el nivel de capital humano. De otro lado, en el caso peruano, dado que la escasez de empleo no es la principal fuente de desigualdad, las políticas públicas deberían orientarse a apoyar el empleo de alta calidad. Por último, Bolivia debería continuar su enfoque redistributivo en programas sociales como Renta Dignidad, pero a la vez aumentar su producción para mejorar el nivel de ingresos de la población. Por su parte, Colombia, siendo el país andino que más ha crecido, podría cambiar el enfoque de sus políticas hacia un esquema de “crecer con equidad”, más aún, considerando que recientemente ha ingresado a la OCDE.

Finalmente, si bien este artículo tiene fortalezas como presentar, con base en una metodología econométrica adecuada, evidencia empírica interesante para un fenómeno socioeconómico relevante en los países de la Comunidad Andina, como es la desigualdad, cuenta también con limitaciones. Así, como ya se había apuntado, aparte de la desigualdad de ingresos existen otras dimensiones de la desigualdad como la educativa o de salud. Sin embargo, la disponibilidad de datos comparables entre países sobre estas dimensiones es limitada y no permitiría contar con suficientes periodos como para poder aplicar pertinentemente una metodología tipo panel VAR. En todo caso, esto constituye una oportunidad para futuras investigaciones en que, aplicándose metodologías alternativas propias de paneles cortos, pueda brindarse evidencia empírica más detallada sobre los determinantes de esas otras dimensiones de la desigualdad. Asimismo, una mejora metodológica sería la posibilidad de considerar efectos no lineales en la estructura del modelo. Ahora, siendo que aplicar tal sofisticación econométrica llevaría a un conjunto de resultados en funciones de impulso-respuesta, descomposición de varianza y descomposición

histórica, aplicarlo llevaría a una extensión demasiado amplia de la investigación y, por tanto, resulta más pertinente plantearla como una perspectiva para futuras investigaciones que, con base en esta, puedan explorar aún más la dinámica de los determinantes de la desigualdad.

Referencias

- Abeliansky, A., Calderón, A., Closset, M., Correa, F., Dini, M., Núñez, G., Plottier, C., & Saporito, N. (2020). *La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <http://www.cepal.org/es/publicaciones/46450-la-inversion-extranjera-directa-america-latina-caribe-2020>
- Ahluwalia, M. (1976). Inequality, Poverty and Development. *Journal of Development Economics*, 3(4), 307-342. [http://doi.org/10.1016/0304-3878\(76\)90027-4](http://doi.org/10.1016/0304-3878(76)90027-4)
- Aitken, B., Harrison, A., & Lipsey, R. (1996). Wages and Foreign Ownership: A Comparative Study of Mexico, Venezuela, and the United States. *Journal of International Economics*, 40(3-4), 345-371. [http://doi.org/10.1016/0022-1996\(95\)01410-1](http://doi.org/10.1016/0022-1996(95)01410-1)
- Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465-490. <http://doi.org/10.2307/2118470>
- Amendola, A., & Dell'Anno, R. (2010). Desigualdad social, desarrollo económico y curva de Kuznets: Un análisis en América Latina. *Studiositas*, 5(6), 39-68. <http://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3951142>
- Andrews, D.W., & Lu, B. (2001). Consistent Model and Moment Selection Procedures for GMM Estimation with Application to Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 101(1), 123-164. [http://doi.org/10.1016/S0304-4076\(00\)00077-4](http://doi.org/10.1016/S0304-4076(00)00077-4)
- Arango, L., & Posada, C. (2001). El desempleo en Colombia. *Coyuntura Social*, (24), 65-85. <http://hdl.handle.net/11445/1757>

- Barro, R. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5-32. <http://doi.org/10.1023/A:1009850119329>
- Becker, G., & Chiswick, B. (1966). Education and The Distribution of Earnings. *The American Economic Review*, 56(1/2), 358-369. <http://www.jstor.org/stable/1821299>
- Behrman, J. (2011). How Much Might Human Capital Policies Affect Earnings Inequalities and poverty? *Estudios de Economía*, 38(1), 9-41. <http://estudiosdeeconomia.uchile.cl/index.php/EDE/article/view/39452>
- Björklund, A. (1991). Unemployment and Income Distribution: Time-Series Evidence from Sweden. *The Scandinavian Journal of Economics*, 93(6), 457-465. <http://doi.org/10.2307/3440187>
- Brito, L., & Iglesias, E. (2021). Capital humano, desigualdad y crecimiento económico en América Latina. *Revista de Economía Institucional*, 23(45), 265-283. <http://doi.org/10.18601/01245996.v23n45.13>
- Busso, M., & Messina, J. (2020). *The Inequality Crisis. Latin America and the Caribbean at the Crossroads*. Banco Interamericano de Desarrollo (BID). <http://dx.doi.org/10.18235/0002629>
- Castelló-Climent, A., & Doménech, R. (2021). Human Capital and Income Inequality Revisited. *Education Economics*, 29(2), 194-212. <http://doi.org/10.1080/09645292.2020.1870936>
- Castells-Quintana, D., & Royuela, V. (2012). Unemployment and Long-Run Economic Growth: The Role of Income Inequality and Urbanisation. *Investigaciones Regionales*, (24), 153-173. <http://hdl.handle.net/10017/27066>
- Choi, C. (2006). Does Foreign Direct Investment Affect Domestic Income Inequality? *Applied Economics Letters*, 13(12), 811-814. <http://doi.org/10.1080/13504850500400637>
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272. [http://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)0048-6](http://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)0048-6)

- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal). (2015). *La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe*. Cepal. <http://hdl.handle.net/11362/38214>
- De Gregorio, J., & Lee, J. (2002). Education and Income Inequality: New Evidence from Cross-Country Data. *Review of Income and Wealth*, 48(6), 395-416. <http://doi.org/10.1111/1475-4991.00060>
- Deininger, K., & Squire, L. (1996). A New Data Set Measuring Income Inequality. *The World Bank Economic Review*, 10(6), 565-591. <http://www.jstor.org/stable/3990058>
- Dieppe, A., Legrand, R., & van Roye, B. (2016). Bayesian Estimation, Analysis and Regression (BEAR) Toolbox: Technical guide [Working Paper No. 1934]. European Central Bank. <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1934.en.pdf>
- Dirección de Desarrollo Social (2015). *Análisis Resultados Pobreza Monetaria 2010-2014*. Departamento Nacional de Planeación. <http://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Desarrollo%20Social/Analisis%20resultados%20Pobreza%20monetaria%202010%20-%202014.pdf>
- Espinoza, O. (2013). *Equidad e inclusividad en la educación superior en los países andinos: los casos de Bolivia, Chile, Colombia y Perú*. Red Iberoamericana de Investigaciones en Políticas Educativas. <http://repositorio.minedu.gob.pe/handle/20.500.12799/1718>
- Feenstra, R., & Hanson, G. (1997). Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras. *Journal of International Economics*, 42(3-4), 371-393. [http://doi.org/10.1016/S0022-1996\(96\)01475-4](http://doi.org/10.1016/S0022-1996(96)01475-4)
- Figini, P., & Görg, H. (2011). Does Foreign Direct Investment Affect Wage Inequality? An Empirical Investigation. *The World Economy*, 34(9), 1455-1475. <http://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2011.01397.x>
- Fondo Monetario Internacional (FMI). (s.f.). *Unemployment rate in Latin America and the Caribbean in 2021 and 2026, by country*. Statista.

- Consultado el 14 de octubre de 2022. <http://www.statista.com/statistics/1009557/unemployment-rate-latin-america-caribbean-country/>
- Gagliani, G. (1987). Income Inequality and Economic Development. *Annual Review of Sociology*, 13, 313-334. <http://www.jstor.org/stable/2083251>
- Galbraith, J. (2009). Inequality, Unemployment and Growth: New measures for old controversies. *The Journal of Economic Inequality*, 7(2), 189-206. <http://doi.org/10.1007/s10888-008-9083-2>
- Gasparini, L., & Lustig, N. (2011). *The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America* [Working Paper No.118]. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales. <http://hdl.handle.net/10419/127626>
- Gelman, A., Carlin, J., Stern, H., Dunson, D., Vehtari, A., & Rubin, D. (2021). *Bayesian Data Analysis* [Third edition]. Chapman and Hall.
- Hernández, E. (1999). Evolución de la distribución del ingreso en los hogares (1963-1989). En J. Boltvinik y E. Hernández. (eds.), *Pobreza y distribución del ingreso en México* (pp. 154-190). Siglo XXI.
- Jensen, N., & Rosas, G. (2007). Foreign Direct Investment and Income Inequality in Mexico, 1990-2000. *International Organization*, 61(6), 467-487. <http://www.jstor.org/stable/4498155>
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28. <http://www.jstor.org/stable/1811581>
- Kuznets, S. (1963). Quantitative Aspects of The Economic Growth of Nations. *Economic Development and Cultural Change*, 11(2), 1-80. <http://doi.org/10.1086/450006>
- Lee, J., & Lee, H. (2018). Human Capital and Income Inequality. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 23(4), 554-583. <http://doi.org/10.1080/13547860.2018.1515002>
- Lin, S., Kim, D., & Wu, Y. (2013). Foreign Direct Investment and Income Inequality: Human Capital Matters. *Journal of Regional Science*, 53(5), 874-896. <http://doi.org/10.1111/jors.12077>

- Lipsev, R., & Sjöholm, F. (2004). Foreign Direct Investment, Education and Wages in Indonesian Manufacturing. *The Journal of Development Economics*, 73(1), 415-422. <http://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2002.12.004>
- López, A., Alvargonzález, M., & Pérez, R. (2006). Crecimiento económico y desigualdad: Nuevas extensiones del proceso de Kuznets. *Estudios de Economía Aplicada*, 24(1), 221-244. <http://www.redalyc.org/pdf/301/30113179009.pdf>
- Loury, G. (1981). Intergenerational Transfer and The Distribution of Earnings. *Econometrica*, 49(4), 843-867. <http://doi.org/10.2307/1912506>
- Lustig, N., Lopez-Calva, L., & Ortiz-Juarez, E. (2013). Declining Inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico. *World Development*, 44, 129-141. <http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2012.09.013>
- Martínez, R., Ayala, L., & Ruiz-Huerta, J. (2001). The Impact of Unemployment on Inequality and Poverty in OECD Countries. *Economics of Transition*, 9(2), 417-447. <http://doi.org/10.1111/1468-0351.00082>
- Milanovic, B. (2016). *Global Inequality: A New Approach for the Age of Globalization*. Harvard University Press.
- Mirer, T. (1973). The Distributional Impact of the 1970 Recession. *The Review of Economics and Statistics*, 55(2), 214-224. <http://doi.org/10.2307/1926996>
- Mkandawire, T. (2001). Social Policy in A Development Context [United Nations Research Institute for Social Development Working Paper No. 7]. <http://www.files.ethz.ch/isn/102709/7.pdf>
- Mocan, N. (1999). Structural Unemployment, Cyclical Unemployment, and Income Inequality. *The Review of Economics and Statistics*, 81(1), 122-134. <http://www.jstor.org/stable/2646791>
- Moran, T. (1998). *Foreign Direct Investment and Development: The New Policy Agenda for Developing Countries and Economies in Transition*. Institute for International Economics.

- Muryani, M., Sethi, N., & Iswanti, H. (2021). Dynamics of Income Inequality, Investment and Unemployment in Indonesia. *Journal of Population and Social Studies*, 29, 660-678. <http://doi.org/10.25133/JPSSv292021.040>
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO). (2021, 30 de noviembre). *La UNESCO llama a fortalecer los aprendizajes en Ecuador y destaca sus avances en Matemática y Ciencias en séptimo grado* [comunicado de prensa]. http://en.unesco.org/sites/default/files/ecuador_comunicado_1.pdf
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (s.f.). *Informal employment as percentage of total employment in selected countries in Latin America and the Caribbean as of 2021*. Statista. Consultado el 14 de octubre de 2022. <http://www.statista.com/statistics/1037216/informal-employment-share-latin-america-caribbean-country/>
- Penn World Table (s.f.). *Penn World Table version 10.0*. Consultado el 14 de octubre de 2022. <http://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>
- Piketty, T. (2013). *Le capital au XXI^e siècle*. Seuil
- Psacharopoulos, G. (1977). Unequal Access to Education and Income Distribution: An International Comparison. *The Economist*, 125(6), 383-392. <http://doi.org/10.1007/BF01479118>
- Ram, R. (1984). Population Increase, Economic Growth, Educational Inequality and Income Distribution: Some Recent Evidence. *Journal of Development Economics*, 14(6), 419-428. [http://doi.org/10.1016/0304-3878\(84\)90069-5](http://doi.org/10.1016/0304-3878(84)90069-5)
- Robertson, R. (2000). Trade Liberalisation and Wage Inequality: Lessons from the Mexican Experience. *The World Economy*, 23(6), 827-849. <http://doi.org/10.1111/1467-9701.00305>
- Sánchez-Ancochea, D. (2021). *The Costs of Inequality in Latin America: Lessons and Warnings for the Rest of the World*. Bloomsbury.

- Sánchez-Torres, R. (2017). Desigualdad del ingreso en Colombia: Un estudio por departamentos. *Cuadernos de Economía*, 36(72), 139-178. <http://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n72.65880>
- Shahpari, G., & Davoudi, P. (2014). Studying Effects of Human Capital on Income Inequality in Iran. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 109(8), 1386-1389. <http://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.641>
- Stiglitz, J. (2012). *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers our Future*. W.W. Norton & Company.
- Stolper, W., & Samuelson, P. (1941). Protection and Real Wages. *The Review of Economic Studies*, 9(1), 58-73. <http://doi.org/10.2307/2967638>
- Suanes, M., & Roca-Sagales, O. (2015). Inversión extranjera directa, crecimiento y desigualdad en América Latina. *El trimestre económico*, 82(327), 675-706. <http://www.scielo.org.mx/pdf/ete/v82n327/2448-718X-ete-82-327-00675.pdf>
- Suárez, D., & Erbes, A. (2014). Desarrollo y subdesarrollo latinoamericano. Un análisis crítico del enfoque de los sistemas de innovación para el desarrollo. *Redes*, 20(38), 97-119. <http://www.unq.edu.ar/advf/documentos/58c04820c5e5b.pdf>
- Taresh, A., Sari, D. W., & Purwono, R. (2021). Analysis of The Relationship between Income Inequality and Social Variables: Evidence from Indonesia. *Economics and Sociology*, 14(1), 103-119. <http://doi.org/10.14254/2071-789X.2021/14-1/7>
- Thurow, L. (1970). Analyzing the American Income Distribution. *The American Economic Review*, 60(2), 261-269. <http://www.jstor.org/stable/1815815>
- Winegarden, C. (1979). Schooling and Income Distribution: Evidence from International Data. *Economica*, 46(181), 83-87. <http://doi.org/10.2307/2553099>
- Yamada, G., Castro, J., & Bacigalupo, J. (2012). Desigualdad monetaria en un contexto de rápido crecimiento económico: El caso reciente del Perú.

Revista de estudios Económicos 24, 65-77. <http://ideas.repec.org/a/rbp/esteco/ree-24-04.html>

Zhang, X., & Zhang, K. (2010). How Does Globalization Affect Regional Inequality within a Developing Country? Evidence from China. *The Journal of Development Studies*, 39(4), 47-67. <http://doi.org/10.1080/713869425>