

¿La Desigualdad del Ingreso Moldea las Percepciones de Justicia? Evidencia de América Latina^{*}

Leonardo Gasparini

Germán Reyes

Febrero de 2022

Resumen

Un supuesto común en la literatura es que el nivel de desigualdad del ingreso moldea las creencias de los individuos respecto de si la distribución del ingreso es justa (“percepciones de justicia”, en adelante). Sin embargo, los individuos no observan directamente la desigualdad del ingreso (lo que con frecuencia da lugar a percepciones erróneas considerables), ni consideran que todas las desigualdades sean injustas. En este artículo, evaluamos empíricamente el vínculo entre medidas objetivas de desigualdad del ingreso y las percepciones de justicia en un contexto de desigualdad del ingreso elevada pero decreciente. Combinamos datos de encuestas de opinión con datos armonizados de encuestas de hogares de 18 países de América Latina entre 1997 y 2015. Reportamos tres hallazgos principales. Primero, encontramos una relación fuerte y estadísticamente significativa entre la desigualdad del ingreso y las percepciones de injusticia entre países y a lo largo del tiempo. Las percepciones de injusticia evolucionaron en la misma dirección que la desigualdad del ingreso en 17 de los 18 países de nuestra muestra. Segundo, los individuos de mayor edad, desempleados y de izquierda son, en promedio, más propensos a percibir la distribución del ingreso como muy injusta. Tercero, las percepciones de justicia y la desigualdad del ingreso tienen poder predictivo independiente entre sí sobre la propensión autorreportada de los individuos a movilizarse y protestar, lo que sugiere que estas dos variables capturan canales distintos a través de los cuales los cambios en la distribución del ingreso pueden afectar el malestar social.

^{*}Gasparini: Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) - IIE-FCE, Universidad Nacional de La Plata y CONICET (e-mail: lgasparini@cedlas.org). Reyes: Cornell University (e-mail: gjr66@cornell.edu). Por sus valiosos comentarios, agradecemos a Carolina García Domench, Giselle Del Carmen, Rebecca Deranian, Luis Laguinde, participantes de la Annual Bank Conference on Development Economics 2021 y dos árbitros anónimos. Una versión anterior de este artículo circuló bajo el título “Perceptions of Distributive Justice in Latin America during a Period of Falling Inequality”. Los errores y omisiones son nuestros.

1. Introducción

Varios trabajos teóricos y empíricos estudian cómo las medidas objetivas de la desigualdad del ingreso afectan el comportamiento a nivel individual.¹ Implícito en gran parte de esta literatura está el supuesto de que la desigualdad moldea las creencias de los individuos sobre si la distribución del ingreso es justa (“percepciones de justicia”, en adelante).² Sin embargo, dos elementos de evidencia sugieren que el vínculo entre la desigualdad y las percepciones de justicia no es directo. Primero, las percepciones de justicia no se forman a partir de medidas objetivas de la desigualdad—ya que estas no son directamente observables por los individuos—sino a partir de la desigualdad percibida. La investigación sobre la precisión con que las personas perciben la desigualdad del ingreso muestra grandes brechas entre las percepciones de los individuos y los niveles reales de desigualdad (Norton and Ariely, 2011; Kuziemko et al., 2015; Gimpelson and Treisman, 2018; Choi, 2019). Segundo, incluso en ausencia de percepciones erróneas, los individuos no consideran que todas las desigualdades sean injustas. Específicamente, los individuos en gran medida aceptan las disparidades de ingreso derivadas de elecciones personales y del esfuerzo, pero consideran injustas aquellas desigualdades impulsadas por la suerte o el azar (Cappelen et al., 2007; Alesina and Giuliano, 2011; Cappelen et al., 2013; Almås et al., 2020). Por lo tanto, la medida en que las percepciones de justicia están moldeadas por la desigualdad del ingreso sigue siendo una pregunta empírica importante.

En este artículo, estudiamos empíricamente el vínculo entre las percepciones de justicia y la desigualdad del ingreso en un escenario particular: una región de países altamente desiguales—América Latina—pero durante un período en el que la desigualdad disminuyó pronunciadamente. Primero, evaluamos la medida en que las percepciones de justicia están vinculadas a la desigualdad del ingreso, tanto entre países como a lo largo del tiempo. Luego, analizamos cómo factores a nivel individual, tales como la educación, la ideología política y las opiniones religiosas, se relacionan con las percepciones de justicia. Finalmente, investigamos el poder predictivo de las percepciones de justicia sobre la propensión de los individuos a protestar y movilizarse.

En la Sección 2, describimos el contexto institucional y nuestros datos. Nuestro entorno es América Latina, una de las regiones más desiguales del mundo (Alvaredo and Gasparini, 2015). Nos centramos en la década de 2000, un período inusual en el sentido de que la des-

¹Los investigadores han estudiado cómo la desigualdad del ingreso afecta la cooperación (Cozzolino, 2011), la demanda por redistribución (Meltzer and Richard, 1981; Finseraas, 2009), la deshonestidad (Neville, 2012), la cohesión social (Alesina and Perotti, 1996), el bienestar subjetivo (Oishi et al., 2011) y la confianza (Gustavsson and Jordahl, 2008).

²Por ejemplo, una razón importante por la cual la cohesión social podría estar relacionada con la desigualdad del ingreso es que, a medida que la desigualdad aumenta, más individuos perciben la distribución del ingreso como injusta, lo que los hace más propensos a movilizarse. De manera similar, no esperaríamos que la desigualdad estuviera negativamente vinculada al bienestar subjetivo si los aumentos en las disparidades de ingreso fueran percibidos como justos.

igualdad del ingreso experimentó una disminución generalizada entre los países de la región ([Gasparini et al., 2011](#)). Para relacionar la desigualdad del ingreso con las percepciones de justicia, combinamos datos de dos proyectos de armonización. Nuestra fuente de datos sobre desigualdad del ingreso es SEDLAC, un proyecto que incrementa la comparabilidad entre países de las encuestas de hogares. Estos datos nos permiten comparar la evolución de la desigualdad del ingreso entre países y a lo largo del tiempo. Los datos sobre percepciones de justicia provienen de encuestas de opinión pública realizadas por Latinobarómetro en 18 países latinoamericanos desde la década de 1990.

En la Sección 3, documentamos una serie de hechos estilizados sobre las percepciones de justicia en la región. Una proporción sorprendentemente alta, aunque decreciente, de la población cree que la distribución del ingreso en su país es injusta. En 2002, casi nueve de cada diez individuos percibían la distribución del ingreso como injusta (86.6 %). Para 2015, esta cifra había disminuido a 75.1 %. Esta disminución es particularmente sorprendente considerando que investigaciones previas destacan la tendencia de las personas a reportar percepciones de desigualdad estable o creciente, independientemente de su evolución real ([Gimpelson and Treisman, 2018](#)).

A continuación, vinculamos las percepciones de justicia con la desigualdad del ingreso. Estudiamos cómo el coeficiente de Gini—nuestra principal medida de desigualdad—se correlaciona con las percepciones de justicia entre países y a lo largo del tiempo. Encontramos una fuerte correlación lineal entre el coeficiente de Gini y el porcentaje de la población que percibe la distribución del ingreso como injusta entre los pares país-año. Las percepciones de justicia evolucionaron en la misma dirección que el Gini en 17 de los 18 países de nuestra muestra durante la década de 2000.

La disminución de la desigualdad del ingreso durante la década de 2000—aunque notable según los estándares históricos—no fue suficiente para modificar sustancialmente la visión de los latinoamericanos respecto a la justicia distributiva en sus sociedades. Tres de cada cuatro ciudadanos de la región todavía creen que la distribución del ingreso es injusta. Una disminución de un punto porcentual en el Gini está asociada con una disminución de 1.4 puntos porcentuales en la proporción de la población que percibe la distribución del ingreso como injusta. Manteniendo constantes esta elasticidad y el ritmo de reducción de la desigualdad de la década de 2000, reducir la población que percibe la distribución del ingreso como injusta al 50 % tomaría, a grandes rasgos, más de una década.

A continuación, investigamos si medidas de desigualdad distintas del coeficiente de Gini son predictores más fuertes de las creencias de injusticia. Esta pregunta es de interés por sí misma, dado el debate en curso sobre si la desigualdad del ingreso debería medirse con indicadores relativos o absolutos ([Ravallion, 2003](#); [Atkinson and Brandolini, 2010](#)). Adoptamos un enfoque agnóstico y correlacionamos un gran número de medidas relativas y absolutas de desigualdad con las percepciones de injusticia. Encontramos que los indicadores relativos

están fuertemente correlacionados de manera positiva con las percepciones de injusticia de las personas. En contraste, los indicadores absolutos tienden a estar correlacionados *negativamente* con las percepciones de injusticia. Esto se debe a que las brechas absolutas de ingreso se ampliaron en América Latina en los años de auge que analizamos, pero las percepciones sobre la injusticia disminuyeron.

En la Sección 4, evaluamos si la correlación entre la desigualdad del ingreso y las percepciones de justicia es robusta al controlar por variables observables e investigamos qué características a nivel individual son predictivas de las percepciones de justicia. La relación entre las percepciones de injusticia y el coeficiente de Gini es positiva y estadísticamente significativa incluso después de controlar por efectos fijos de país, efectos fijos de año y un amplio conjunto de características a nivel individual. Encontramos que los individuos de mayor edad, desempleados y de izquierda son más propensos a percibir la distribución del ingreso como muy injusta. Un ejercicio de descomposición muestra que la disminución en las percepciones de injusticia durante la década de 2000 se explica mejor por las tendencias de la desigualdad del ingreso que por los cambios en la composición de la población.

En la Sección 5, analizamos el vínculo entre las percepciones de justicia y la propensión autorreportada de los individuos a protestar. Una vasta literatura relaciona la desigualdad del ingreso con la cohesión social, el conflicto y el activismo. Cabría esperar que este vínculo estuviera parcialmente mediado por las percepciones de justicia. Por lo tanto, estudiamos si las percepciones de justicia tienen poder predictivo sobre el malestar social, condicional a la desigualdad del ingreso. Para hacerlo, medimos la probabilidad de que los individuos participen en distintas actividades políticas, tales como movilizarse en una manifestación, firmar una petición, negarse a pagar impuestos o quejarse en redes sociales. La participación en estas actividades es autorreportada, por lo que los resultados deben interpretarse con cautela. Con esta salvedad en mente, encontramos que tanto las percepciones de justicia como la desigualdad tienen poder predictivo independiente entre sí para algunas actividades políticas, como quejarse en redes sociales. Otros comportamientos son predichos exclusivamente por las percepciones de justicia (por ejemplo, firmar una petición) o por la desigualdad del ingreso (por ejemplo, participar en una protesta no autorizada). Esto sugiere que tanto las percepciones de justicia como la desigualdad del ingreso son determinantes importantes de la propensión a participar en el activismo político.

Este artículo contribuye a la literatura que vincula medidas objetivas de la distribución del ingreso con las percepciones que los individuos tienen de tales medidas. Trabajos previos han mostrado que los individuos tienden a percibir erróneamente sus ingresos relativos (Cruces et al., 2013; Karadja et al., 2017; Hvidberg et al., 2020; Fehr et al., 2021) y otras características relevantes de la distribución del ingreso, tales como el nivel de desigualdad, la pobreza y la movilidad (Kuziemko et al., 2015; Page and Goldstein, 2016; Alesina et al., 2018; Fehr et al.,

2020)).³ La evidencia sobre la relación entre las percepciones de justicia y la desigualdad del ingreso, particularmente en América Latina, es más bien escasa. Hasta donde sabemos, el único otro artículo que estudia el vínculo entre la desigualdad y las percepciones de justicia en la región es Zmerli and Castillo (2015), aunque el foco de ese artículo está en la confianza política. Utilizando los mismos datos que utilizamos nosotros, los autores encuentran una asociación positiva entre las percepciones de injusticia y el Gini. Sin embargo, los autores solo usan datos de un año. Por lo tanto, no pueden estudiar la evolución conjunta de ambas variables a lo largo del tiempo ni controlar por heterogeneidad no observada a nivel de país o de año, lo que, como argumentamos más adelante, podría generar una correlación espuria entre la desigualdad del ingreso y las percepciones de justicia. Contribuimos a esta literatura proporcionando nueva evidencia empírica que vincula las percepciones de justicia con la desigualdad del ingreso en una región altamente desigual, pero durante un período de desigualdad decreciente.⁴

Este artículo también contribuye a la literatura sobre la medición de la desigualdad. Esta literatura hace una distinción crucial entre dos tipos de indicadores de desigualdad: los relativos (como el coeficiente de Gini) y los absolutos (como la varianza). Los indicadores relativos y absolutos a menudo proporcionan respuestas distintas a temas importantes, tales como los efectos distributivos de la globalización o la apertura comercial (Ravallion, 2003; Atkinson and Brandolini, 2010). Por lo tanto, es importante comprender si las personas piensan sobre la justicia distributiva a través del lente de los indicadores relativos o absolutos. Mostramos que los indicadores relativos tienen una correlación mucho más fuerte con las percepciones de justicia que los indicadores absolutos.

Finalmente, realizamos una contribución modesta a la creciente literatura que relaciona la desigualdad del ingreso—y, más recientemente, medidas de polarización—con el conflicto y el activismo político (Esteban and Ray, 2011; Esteban et al., 2012). Trabajos previos han mostrado que la desigualdad del ingreso es predictiva de conflicto y malestar social. Contribuimos a esta literatura mostrando que las percepciones de justicia tienen poder predictivo sobre el malestar social más allá de la desigualdad del ingreso (y viceversa).

³Los desajustes entre las creencias y la realidad son importantes porque hay creciente evidencia de que las percepciones de los hechos, más que los hechos en sí, afectan el comportamiento individual. Por ejemplo, la demanda por redistribución se ve más afectada por las percepciones de la distribución del ingreso que por la distribución real (Gimpelson and Treisman, 2018; Choi, 2019). Por lo tanto, comprender lo que las personas creen sobre la distribución del ingreso es importante desde una perspectiva de política pública. Si existen desajustes entre las percepciones y la realidad, podrían ser deseables intervenciones que hagan que la información sea menos costosa o más visible.

⁴Una literatura relacionada explota encuestas de opinión para estudiar cuestiones distributivas en América Latina. CEPAL (2010) documenta patrones de percepciones de injusticia distributiva durante 1997–2007. Utilizando datos de Argentina, Rodríguez (2014) muestra que las personas que consideran que su ingreso es justo tienden a percibir niveles más bajos de desigualdad. Martínez Correa et al. (2020) exploran el efecto de la inmigración sobre las preferencias por redistribución en América Latina.

2. Contexto Institucional, Datos y Estadísticas Descriptivas

Esta sección presenta el contexto institucional de América Latina, describe nuestros datos y ofrece estadísticas descriptivas sobre nuestra muestra.

2.1. Contexto

América Latina se ha caracterizado durante mucho tiempo por ser una región con altos niveles de desigualdad del ingreso. Junto con el África subsahariana, América Latina es una de las dos regiones más desiguales del mundo (Alvaredo and Gasparini, 2015; World Bank, 2016). Tras un período de creciente desigualdad durante las décadas de 1980 y 1990, la región experimentó un “punto de inflexión” en los años 2000, cuando la desigualdad del ingreso registró una disminución generalizada (Gasparini et al., 2011; Gasparini and Lustig, 2011; Lustig et al., 2013).⁵

2.2. Datos

Utilizamos datos sobre percepciones de justicia y desigualdad del ingreso de 18 países latinoamericanos durante el período 1997–2015. Los datos provienen de dos proyectos de armonización, conocidos como Latinobarómetro y SEDLAC (Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean).

Utilizamos encuestas de opinión pública realizadas por Latinobarómetro para medir las percepciones de justicia. Latinobarómetro lleva a cabo encuestas de opinión en países latinoamericanos, entrevistando a aproximadamente 1,200 personas por país. La encuesta está diseñada para ser representativa de la población en edad de votar a nivel nacional (en la mayoría de los países latinoamericanos, las personas mayores de 18 años).⁶ La variable principal para nuestro análisis empírico son las percepciones de justicia de los individuos, las cuales medimos utilizando la siguiente pregunta: “¿Qué tan justa cree usted que es la distribución del ingreso en [país]? ¿Muy justa, justa, injusta o muy injusta?” Construimos variables binarias que indican si los individuos consideran que la distribución del ingreso es injusta o muy injusta.⁷

Los datos de desigualdad del ingreso provienen de SEDLAC, un proyecto conjunto entre CEDLAS-UNLP y el Banco Mundial, que aumenta la comparabilidad entre países a partir

⁵La disminución generalizada de la desigualdad contrasta con lo ocurrido en otras regiones en desarrollo del mundo, donde la desigualdad disminuyó modestamente (por ejemplo, en Medio Oriente y Norte de África) o incluso aumentó (como en Asia Oriental y el Pacífico, c.f. Alvaredo and Gasparini, 2015). En los países desarrollados, la desigualdad tendió a aumentar (Atkinson et al., 2011).

⁶En el Cuadro B1 del Apéndice mostramos el porcentaje de la población en edad de votar representado por las encuestas de opinión en nuestra muestra para los años en que se dispone de datos sobre justicia.

⁷Latinobarómetro no pregunta a los encuestados *por qué* consideran que la distribución del ingreso es injusta. Es posible que algunas personas vean la distribución como injusta porque las disparidades existentes no son suficientemente grandes. Consideramos que esto es poco probable e interpretamos las percepciones de injusticia como un reflejo de exceso de desigualdad.

de encuestas de hogares oficiales. Medimos la desigualdad en el ingreso per cápita del hogar (medido en USD de 2005 en paridad de poder adquisitivo). Siempre que es posible, utilizamos encuestas de hogares anuales comparables para calcular los indicadores de desigualdad. Sin embargo, algunos países no realizan encuestas cada año, y algunas de las encuestas de hogares disponibles en un país determinado no son comparables a lo largo del tiempo (usualmente, debido a cambios metodológicos importantes). En el Apéndice B describimos las soluciones parciales que implementamos para maximizar el tamaño de la muestra. En dos países de nuestra muestra (Argentina y Uruguay), la encuesta de hogares es representativa solo de las áreas urbanas.

2.3. Muestra y Estadísticas Descriptivas

Para nuestro análisis de regresión, utilizamos datos a nivel individual. Nuestra muestra incluye a todas las personas en las 11 olas distintas de las encuestas de Latinobarómetro durante el período 1997–2015.

Los Cuadros A1 y A2 del Apéndice muestran estadísticas descriptivas sobre nuestra muestra. El encuestado promedio tiene 39.7 años. Aproximadamente la mitad de los encuestados son hombres (49 %), más de la mitad (56.3 %) están casados o en unión civil, y el 68 % son católicos. La mayoría de los encuestados (76 %) completó al menos la escuela primaria, mientras que un tercio de ellos (33.6 %) había completado la escuela secundaria o más. Casi dos tercios de la muestra (64 %) formaban parte de la fuerza laboral, y el 9.9 % de los individuos económicamente activos estaban desempleados.⁸

3. La Relación entre las Percepciones de Justicia y la Desigualdad

Esta sección presenta primero evidencia descriptiva sobre la evolución de las percepciones de justicia en América Latina entre 1997 y 2015. Luego, vinculamos las percepciones de justicia con la desigualdad del ingreso tanto entre países como a lo largo del tiempo. Finalmente, investigamos si los indicadores absolutos o relativos de desigualdad tienen un mayor poder predictivo sobre las percepciones de justicia.

3.1. La Evolución de las Percepciones de Justicia en América Latina durante los Años 2000

La Figura 1 muestra cómo evolucionaron las percepciones de justicia a lo largo del tiempo (Panel A) y entre países (Panel B). El Panel A grafica la fracción de individuos que consideran que la distribución del ingreso de su país es muy injusta, injusta, justa o muy justa durante

⁸En el Apéndice B.2 mostramos que la muestra de Latinobarómetro es similar a la muestra de SEDLAC.

1997–2015, agrupando todos los países de nuestra muestra. El Panel B muestra la fracción de individuos que consideran que la distribución del ingreso es injusta o muy injusta en cada país de nuestra muestra durante 2002 y 2013.

La Figura 1, Panel A muestra que una proporción notablemente alta, aunque decreciente, de la población considera que la distribución del ingreso es injusta. En 2002, casi nueve de cada diez individuos percibían la distribución del ingreso como injusta (86.6 %). Hacia 2015, esta cifra cayó a 75.1 %. La disminución en las percepciones de injusticia fue impulsada principalmente por individuos con creencias fuertes sobre la injusticia (es decir, individuos que consideran que la distribución del ingreso era muy injusta). Mientras que en 2002 el 33.1 % de la población percibía la distribución del ingreso como muy injusta, esta cifra cayó a 25.8 % hacia 2015. En contraste, las creencias débiles sobre la injusticia (es decir, individuos que consideran que la distribución del ingreso era meramente injusta) se comportaron de manera más errática, aumentando al inicio de nuestra muestra y disminuyendo hacia el final del período. En conjunto, la proporción de individuos con creencias débiles sobre la injusticia disminuyó levemente durante los años 2000, pasando de 53.5 % en 2002 a 49.2 % en 2015. Por otro lado, la proporción de la población que considera que la distribución del ingreso es justa se duplicó, pasando de 11.3 % en 2001 a 22.6 % en 2015.

La Figura 1, Panel B muestra que, si bien la mayoría de los individuos perciben la distribución del ingreso como injusta, las percepciones de justicia mejoraron en la mayoría de los países durante 2002–2013. Una proporción considerable de la población en todos los países percibió la distribución del ingreso como injusta tanto en 2002 como en 2013. Por ejemplo, en 2002, la proporción de la población que percibía la distribución como injusta variaba entre 74.5 % en Venezuela y 97.7 % en Argentina (que, en ese momento, atravesaba una severa crisis económica). A lo largo de la siguiente década, hubo una disminución generalizada en la proporción de la población que percibía la distribución del ingreso como injusta o muy injusta. Comparado con 2002, en 2013 una fracción menor de la población percibía la distribución del ingreso como injusta en 16 de los 18 países de nuestra muestra. El cambio en las percepciones de justicia varió desde disminuciones modestas, como en Chile, donde la caída fue de menos de un punto porcentual, hasta reducciones notables, como en Ecuador, donde las percepciones sobre la injusticia cayeron de 87.5 % a 38.6 %.

La Figura A1 del Apéndice muestra que la disminución en las percepciones de injusticia fue generalizada entre grupos heterogéneos de la población. Para mostrar esto, estudiamos cómo evolucionaron las percepciones de justicia para distintos subgrupos de la población, según la edad, el género, la educación y el empleo de los individuos. Este análisis revela que los individuos jóvenes son menos propensos a percibir la distribución del ingreso como injusta (Panel A), mientras que las mujeres son más propensas a hacerlo, aunque con cierta heterogeneidad a lo largo del tiempo (Panel B). De manera similar, los individuos con mayor logro educativo (Panel C) y los desempleados (Panel D) son más propensos a considerar que

la distribución del ingreso es injusta. Es importante destacar que la percepción de injusticia cayó de manera consistente en todas estas subpoblaciones durante los años 2000.

A continuación, exploramos en qué medida estos cambios en las percepciones de justicia fueron acompañados por cambios en la distribución efectiva del ingreso.

3.2. Percepciones de Justicia y Desigualdad del Ingreso: Algunos Hechos Estilizados

La Figura 2 muestra cómo evolucionaron las percepciones de justicia vis-à-vis los cambios en la desigualdad del ingreso. El Panel A muestra un diagrama de dispersión por intervalos de los coeficientes de Gini y las percepciones de injusticia para todos los países-año de nuestra muestra. El Panel B grafica el cambio en puntos porcentuales de las percepciones de injusticia entre 2002 y 2013 en el eje y contra el cambio en el Gini durante el mismo período en el eje x .

El Panel A muestra que las percepciones de injusticia y la desigualdad del ingreso están fuertemente correlacionadas entre países-año. La correlación lineal entre el Gini y las percepciones de injusticia entre países-año es 0.93 ($p < 0.01$). La proporción de la población que percibe la distribución del ingreso como injusta o muy injusta varía entre 63 % en países-año con un Gini en el intervalo de 0.40 (aproximadamente, el nivel promedio de desigualdad en Venezuela durante los años 2000) y 88 % en países-año con un Gini en el intervalo de 0.60 (aproximadamente, el nivel de desigualdad en Honduras a comienzos de los años 2000).⁹ La correlación entre las percepciones de injusticia y el Gini está impulsada por los individuos que perciben la desigualdad como muy injusta. La correlación entre las percepciones de una distribución muy injusta y el Gini es considerable y estadísticamente significativa. En contraste, la correlación entre las percepciones de una distribución meramente injusta y el Gini es pequeña e indistinguible de cero.

El Panel B muestra que la evolución de las percepciones de justicia tiende a reflejar la evolución de la desigualdad del ingreso a nivel de país. Las percepciones de justicia se movieron en la misma dirección que el Gini en 17 de los 18 países de nuestra muestra. La única excepción es Honduras, donde, a pesar de la caída en la desigualdad, la población percibió la distribución como más injusta. La mayoría de los países se ubican en el tercer cuadrante, donde tanto el Gini como las percepciones de injusticia disminuyeron. El único país donde la desigualdad aumentó (Costa Rica) también experimentó un aumento en las creencias sobre la injusticia. En la Figura A2 del Apéndice mostramos que la correlación entre el Gini y las percepciones de injusticia a lo largo del tiempo también es fuerte cuando se agrupan los países. En este

⁹Una regresión por MCO de las percepciones de injusticia sobre el Gini estimada con los puntos graficados arroja un intercepto de 28.2. Esto implica que, incluso en una sociedad donde todos los ingresos se igualaran, alrededor del 28 % de la población aún percibiría la distribución del ingreso como injusta. Este ejercicio se basa en el supuesto fuerte de que la relación entre las percepciones de justicia y la desigualdad del ingreso es lineal. Si bien dicha relación efectivamente parece ser lineal en el Panel A, nuestros datos cubren solamente un rango muy estrecho de coeficientes de Gini (entre 0.40 y 0.60). Es probable que la relación sea no lineal para coeficientes de Gini cercanos a cero o uno.

caso, la correlación lineal es igual a 0.80 ($p < 0.01$). Durante 2002–2013, una disminución de un punto porcentual en el Gini se asoció con una disminución de 1.4 puntos porcentuales en la proporción de la población que percibe la distribución como injusta. Para poner esta cifra en contexto, esto significa que, al ritmo de reducción de la desigualdad de los años 2000, América Latina tardaría, a grandes rasgos, más de una década en reducir al 50 % la población que percibe la desigualdad del ingreso como injusta.

3.3. ¿Es la Justicia Absoluta o Relativa?

La literatura sobre medición de la desigualdad establece una distinción crucial entre dos tipos de indicadores: los relativos (como el Gini) y los absolutos (como la varianza). Los indicadores relativos cumplen el axioma de invariancia de escala, mientras que los indicadores absolutos cumplen el axioma de invariancia de traslación.¹⁰ La pregunta sobre qué indicador debería utilizarse en la práctica ha generado un acalorado debate en la literatura (Milanovic, 2016). Esto se debe a que los indicadores relativos y absolutos a menudo brindan respuestas diferentes a temas importantes, como los efectos distributivos de la globalización o la apertura comercial.¹¹

Para arrojar luz sobre este debate, evaluamos si las personas piensan sobre la justicia distributiva a través del lente de los indicadores relativos o absolutos. Para ello, adoptamos un enfoque basado en datos. Calculamos 13 medidas distintas de desigualdad del ingreso para todos los países de nuestra muestra y correlacionamos cada indicador de desigualdad con la proporción de la población que considera que la distribución del ingreso es injusta a lo largo del tiempo.¹²

Calculamos la correlación entre las percepciones de injusticia y cada indicador de desigualdad a nivel regional usando tres métodos alternativos de agregación. Primero, calculamos cada correlación usando los datos a nivel individual y agrupando todos los países y años de nuestra muestra (columnas 1-3). Segundo, calculamos las percepciones de injusticia promedio en cada país-año y luego calculamos la correlación entre cada indicador de desigualdad y las percepciones promedio de justicia en el país-año correspondiente (columnas 4-6). Tercero,

¹⁰Estos dos axiomas tienen implicancias diferentes sobre cómo responde la desigualdad a un cambio proporcional en el ingreso de toda la población. Un aumento proporcional del ingreso no genera cambios en la desigualdad del ingreso medida con indicadores relativos, pero puede provocar un gran aumento en la desigualdad medida con indicadores absolutos.

¹¹Según los indicadores absolutos, la globalización ha deteriorado la distribución del ingreso, ya que la diferencia absoluta de ingresos entre ricos y pobres ha aumentado. Sin embargo, bajo el lente de la medición relativa, la globalización redujo la desigualdad del ingreso, dado que el ingreso de los pobres ha crecido proporcionalmente más que el ingreso de los ricos.

¹²Los indicadores son el coeficiente de Gini, el ratio entre el percentil 75 y el percentil 25 de la distribución del ingreso, el ratio entre el percentil 90 y el percentil 10, el índice de Atkinson con un parámetro de aversión a la desigualdad igual a 0.5 y 1, la desviación logarítmica media, el índice de Theil, el índice de entropía generalizada, el coeficiente de variación, el Gini absoluto, el índice de Kolm con un parámetro de aversión a la desigualdad igual a 1, y la varianza del ingreso per cápita del hogar (en PPA de 2005). Estos últimos tres índices corresponden a las medidas absolutas de desigualdad, mientras que los otros diez indicadores son medidas relativas de desigualdad.

calculamos la correlación entre cada indicador de desigualdad y las percepciones de justicia a lo largo del tiempo para cada país por separado (usando los datos a nivel individual) y luego promediamos las correlaciones entre países (columnas 7-9). El Cuadro 1 muestra los resultados.

Las percepciones de justicia tienden a estar positivamente correlacionadas con los indicadores relativos y negativamente correlacionadas con los absolutos. En el Cuadro 1, la columna 1 muestra que el Gini es el indicador con la mayor correlación lineal. Por otro lado, los indicadores absolutos de desigualdad tienden a estar *negativamente* correlacionados con las percepciones de injusticia, y la magnitud de tales correlaciones tiende a ser pequeña. La alta correlación entre las percepciones de injusticia y la desigualdad del ingreso parece estar impulsada por la población que percibe la desigualdad como muy injusta (columnas 2, 5 y 8), más que como meramente injusta (columnas 3, 6 y 9).¹³

Estos resultados son consistentes con la evidencia experimental de Amiel and Cowell (1992, 1999), quienes muestran que el respaldo al axioma de invariancia de escala es mayor que al de invariancia de traslación, lo que refleja un mayor respaldo a los indicadores relativos de desigualdad.

4. Determinantes de la Justicia a Nivel Individual

En esta sección estudiamos los correlatos a nivel individual de las percepciones de justicia. El propósito de esta sección es doble. Primero, evaluar si la asociación entre las percepciones de justicia y la desigualdad del ingreso es robusta a la inclusión de controles. Segundo, investigar qué características a nivel individual están sistemáticamente relacionadas con las percepciones de justicia.

4.1. Diseño Empírico

Para evaluar la relación entre las características de los individuos y las percepciones de justicia, estimamos modelos Logit con efectos fijos de país y año. Este diseño controla por dos fuentes importantes de heterogeneidad que podrían estar detrás de la asociación positiva entre desigualdad y percepciones de justicia documentada en la sección anterior. Primero, controla por la heterogeneidad a nivel de país. Esto puede ser relevante si, por ejemplo, los países con instituciones históricamente extractivas tienen tanto mayores niveles de desigualdad del ingreso como percepciones de justicia más negativas, como legado de dichas instituciones. En la medida en que las instituciones son estables a lo largo del tiempo, los efectos fijos de país abordan este sesgo potencial. Segundo, el diseño controla por la heterogeneidad a nivel de año. Esto es importante si, por ejemplo, en algunos años en particular, eventos macroeconómicos

¹³Es interesante notar que los indicadores que a veces se mencionan en los medios masivos de comunicación, como el ratio entre el 90 % más rico y el 10 % más pobre, exhiben un poder explicativo bajo. Esto puede deberse a una mala medición de los ingresos altos en las encuestas de hogares.

como una crisis financiera o un escándalo de corrupción aumentan las disparidades de ingreso y empeoran las percepciones de justicia, generando nuevamente una correlación espuria entre desigualdad y percepciones de justicia. Incluir efectos fijos de año ayuda a aliviar tales preocupaciones.

Dado que los cambios en las percepciones de justicia durante la última década estuvieron impulsados por la proporción de la población que percibía la distribución del ingreso como muy injusta (Figura 1), en nuestra especificación de base nos enfocamos en explicar los determinantes de esta variable, aunque también mostramos los resultados para una definición más amplia de injusticia. Suponemos que las percepciones de injusticia pueden caracterizarse de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$\text{VeryUnfair}_{ict} = F(\lambda_c + \lambda_t + \gamma \text{Gini}_{ct} + \beta x_{ict}), \quad (1)$$

donde la variable dependiente, VeryUnfair_{ict} , es igual a uno si el individuo i cree que la distribución del ingreso del país c durante el año t es muy injusta y cero en caso contrario. La ecuación (1) incluye efectos fijos de país, λ_c ; efectos fijos de año, λ_t ; el coeficiente de Gini del país en el año t , Gini_{ct} ; y un vector de características individuales, x_{ict} , que contiene edad, edad al cuadrado, sexo, estado civil, educación, situación laboral, un índice de activos, ideología política y creencias religiosas.¹⁴ En nuestra especificación de base, $F(\cdot)$ es la función logística. Agrupamos los errores estándar a nivel país-año.

Nos interesan $\frac{\partial \text{VeryUnfair}_{ict}}{\partial x_{ict}} = \beta f(\cdot)$ y $\frac{\partial \text{VeryUnfair}_{ict}}{\partial \text{Gini}_{ct}} = \gamma f(\cdot)$. La primera de estas derivadas parciales captura la relación entre una característica individual y las percepciones de injusticia, controlando por el resto de las características, el Gini y los efectos fijos. De manera similar, $\gamma f(\cdot)$ mide la relación entre el Gini y la justicia percibida, luego de controlar por características a nivel individual y efectos fijos. La magnitud de las derivadas parciales depende del valor en que se evalúan las covariables. Calculamos los efectos marginales evaluando todas las covariables en su valor promedio.

4.2. Resultados de las Regresiones

El Cuadro 2 muestra los efectos marginales estimados bajo distintas especificaciones. La columna 1 presenta los resultados controlando solo por los efectos fijos y el coeficiente de Gini. La columna 2 incluye indicadores demográficos básicos (edad, género y estado civil).

¹⁴El índice de activos toma el valor uno si el individuo i tiene acceso a agua corriente y alcantarillado, posee una computadora, una lavadora, un teléfono y un automóvil. En las encuestas de hogares, estas variables tienden a estar correlacionadas con el ingreso del hogar, aunque la correlación suele ser pequeña. Lamentablemente, no observamos el ingreso del hogar en los datos de Latinobarómetro. Para medir las opiniones políticas, nos basamos en la pregunta “En política se habla normalmente de ‘izquierda’ y ‘derecha’. En una escala donde 0 es izquierda y 10 es derecha, ¿dónde se ubicaría usted?” Interpretamos los valores más cercanos a cero (diez) como más cercanos a una visión de izquierda (de derecha) del mundo. Medimos las creencias religiosas usando una variable dummy igual a uno si el individuo i es católico —la religión predominante en la región—, codificando otras religiones (y la falta de religión) como cero.

La columna 3 incluye variables dummy para el máximo nivel educativo alcanzado (la categoría omitida es haber completado hasta la escuela primaria). La columna 4 incluye variables dummy para participación en la fuerza laboral y desempleo. La columna 5 incluye un índice de acceso a servicios básicos y tenencia de activos. La columna 6 incluye opiniones políticas y religiosas.

De manera consistente con la evidencia mostrada en la Sección 3, el Gini guarda una relación positiva y estadísticamente significativa con las percepciones de injusticia. En un país con características promedio, una disminución de un punto en el Gini (de 0.49 a 0.48) reduce la proporción de la población que cree que la distribución del ingreso es muy injusta en aproximadamente medio punto porcentual ($p < 0.01$). Esta magnitud no varía mucho entre especificaciones (columnas 1–6).¹⁵

Varias características a nivel individual predicen las percepciones de justicia. Las personas mayores tienen mayor probabilidad de percibir la distribución del ingreso como muy injusta, aunque la relación entre la edad y la percepción de injusticia es no lineal. En promedio, los hombres tienen la misma probabilidad que las mujeres de percibir la distribución del ingreso como muy injusta, mientras que los individuos casados tienen una probabilidad ligeramente menor de hacerlo. Completar la escuela secundaria está negativamente asociado con las percepciones de injusticia, aunque la magnitud del coeficiente es pequeña. Estar económicamente activo no parece estar correlacionado con las percepciones de injusticia, pero estar desempleado sí lo está. En promedio, los individuos desempleados tienen aproximadamente dos puntos porcentuales más de probabilidad de percibir la distribución del ingreso como injusta que la población empleada. El coeficiente del índice de activos es negativo, lo que sugiere que los individuos relativamente más acomodados tienen menos probabilidad de ver la distribución del ingreso como muy injusta, aunque el coeficiente no es estadísticamente distinto de cero. Las personas ideológicamente conservadoras tienen estadísticamente menos probabilidad de percibir la distribución del ingreso como muy injusta, aunque el tamaño del efecto es pequeño (menos de medio punto porcentual). Finalmente, los católicos tienen menos probabilidad de percibir la distribución del ingreso como muy injusta.

4.3. Robustez

Realizamos tres pruebas de robustez. Primero, utilizamos una medida más amplia de injusticia que toma el valor uno si un individuo percibe la distribución del ingreso como injusta o muy injusta como variable dependiente en la ecuación (1). El Cuadro A3 del Apéndice muestra los resultados. La magnitud del coeficiente del Gini es menor en relación con nues-

¹⁵Es importante destacar que la interpretación no es necesariamente causal. La relación entre la desigualdad del ingreso y las percepciones de injusticia puede ir en ambas direcciones. Por un lado, una mayor desigualdad puede aumentar la proporción de la población que cree que la distribución es muy injusta. Pero a medida que más personas perciben la desigualdad como muy injusta, la distribución del ingreso puede cambiar a través de varios canales (por ejemplo, más corrupción o malestar social).

tra especificación de base. Dados los errores estándar relativamente grandes, el intervalo de confianza al 95 % del coeficiente del Gini incluye el cero; pero el intervalo también contiene los efectos marginales estimados en nuestro conjunto de regresiones de base (Cuadro 2). En otras palabras, cuando usamos la medida más amplia de injusticia, nuestras estimaciones se vuelven menos informativas. Esto se debe a que las percepciones fuertes de injusticia están más fuertemente correlacionadas con la desigualdad del ingreso que las percepciones débiles de injusticia (Cuadro 1 y Figura 2).¹⁶

Como segunda prueba de robustez, estimamos una especificación análoga a la de la columna 6 del Cuadro 2, pero controlando por indicadores de desigualdad distintos del coeficiente de Gini. El Cuadro A4 del Apéndice muestra los resultados. Encontramos una correlación positiva entre desigualdad del ingreso y percepciones de injusticia para todas las medidas relativas de desigualdad (columnas 1–4). El Gini calculado sin hogares con ingreso cero, el índice de Atkinson, el índice de Theil y el indicador de entropía generalizada están consistentemente correlacionados con la injusticia, y todos los coeficientes son estadísticamente distintos de cero a los niveles habituales. En contraste, el Gini absoluto (el único indicador absoluto de desigualdad en el cuadro) está negativamente correlacionado con las percepciones de injusticia, aunque el coeficiente es estadísticamente indistinguible de cero.

Como prueba final de robustez, estimamos la ecuación (1) usando un modelo de probabilidad lineal (MPL) en lugar de un Logit. La elección de un MPL es consistente con la evidencia visual mostrada en la Figura 2, Panel A, donde las percepciones de justicia parecen estar linealmente relacionadas con el coeficiente de Gini. El Cuadro A5 del Apéndice muestra los resultados. Las estimaciones son bastante similares entre especificaciones. Por ejemplo, en la especificación con el conjunto más amplio de controles (columna 6), el efecto marginal del coeficiente de Gini es 0.68 en el modelo Logit y 0.63 en el MPL.

4.4. Descomposición de Cambios en las Percepciones de Justicia a lo Largo del Tiempo

Tanto la desigualdad del ingreso como las características a nivel individual están asociadas con las percepciones de justicia. A continuación, nos preguntamos cuál de estos dos factores explica principalmente (en un sentido contable) la reducción en las creencias de injusticia durante los años 2000. Para ello, realizamos una descomposición de Oaxaca-Blinder, tomando 2002 y 2013 como los dos años a comparar (véase el Apéndice C para más detalles sobre la

¹⁶Los coeficientes de algunas características a nivel individual también difieren cuando se utiliza la definición más amplia de percepciones de injusticia. El efecto de completar la universidad sobre las percepciones de injusticia se vuelve grande y estadísticamente significativo. El estado civil deja de ser estadísticamente significativo, mientras que la variable dummy de hombre se vuelve negativa y estadísticamente significativa (en ambos casos de manera consistente entre especificaciones). El coeficiente del índice de activos se vuelve mayor y estadísticamente distinto de cero. Finalmente, el efecto de la ideología política y de las creencias religiosas se vuelve estadísticamente indistinguible de cero. Estos resultados sugieren que la población que percibe la distribución del ingreso como muy injusta tiende a ser distinta en variables observables de la población que cree que la distribución del ingreso es meramente injusta.

descomposición de Oaxaca-Blinder). En la descomposición, usamos la definición amplia de percepciones de injusticia como variable dependiente e incluimos controles por características demográficas, nivel educativo alcanzado, situación laboral, activos, opiniones políticas y religión. La Figura 3 resume los resultados.

Durante 2002–2013, la proporción de la población que percibía la distribución como injusta disminuyó 14 puntos porcentuales, del 87 % al 73 %. La descomposición sugiere que aproximadamente el 28 % de este cambio (4 puntos porcentuales) se explica por cambios en la elasticidad de las percepciones de justicia respecto a cada covariable (es decir, cambios en los valores de los coeficientes en la regresión), mientras que el otro 72 % puede explicarse por cambios en los valores de las covariables. Entre las covariables incluidas en la descomposición, la que principalmente explica la caída en las percepciones de injusticia es el cambio en el Gini, que da cuenta del 88.9 % del componente explicado. En contraste, los cambios en la composición de la población solo dan cuenta del 11.1 % del componente explicado. Este resultado sugiere que la caída en las percepciones de injusticia durante los años 2000 en América Latina estuvo principalmente impulsada por cambios en la desigualdad del ingreso y no por cambios en la composición de la población.

5. El Poder Predictivo de las Percepciones de Justicia sobre el Malestar Social

Existe una vasta literatura que relaciona la desigualdad económica—y, más recientemente, las medidas de polarización—con la cohesión social, el conflicto y el activismo.¹⁷ Es plausible que la relación entre la desigualdad del ingreso y el conflicto esté parcialmente mediada por las percepciones de justicia. Es decir, muchos individuos se movilizan en parte porque creen que las desigualdades existentes son injustas. Sin embargo, un nivel dado de desigualdad del ingreso podría no ser percibido como injusto por algunos individuos debido, por ejemplo, a percepciones erróneas sobre el nivel real de desigualdad (Gimpelson and Treisman, 2018) o a la percepción de que las brechas de ingreso responden principalmente a diferencias en el esfuerzo (Alesina et al., 2001). Por estas razones, una regresión que vincule el malestar social con la desigualdad del ingreso puede contener un error de medición considerable. Sorteamos estas cuestiones midiendo directamente el vínculo entre el malestar social y las percepciones de justicia.

Medimos la propensión a involucrarse en el malestar social utilizando los datos de las encuestas de opinión. Para varias actividades políticas, Latinobarómetro pregunta a los encuestados si (i) alguna vez han realizado la actividad; (ii) realizarían la actividad; o (iii)

¹⁷Por ejemplo, Gasparini et al. (2008) encuentran una fuerte correlación empírica entre desigualdad y conflicto en América Latina. La mayoría de los estudios previos que vinculan desigualdad y conflicto se basan en regresiones entre países y, por lo tanto, tienen un tamaño muestral notablemente menor que el de nuestro artículo.

nunca realizarían la actividad. Investigamos ocho tipos diferentes de manifestaciones: quejarse en redes sociales, quejarse en los medios de comunicación, firmar una petición, protestar con autorización, protestar sin autorización, negarse a pagar impuestos, participar en disturbios y ocupar tierras, fábricas o edificios. También construimos un índice compuesto de participación política que toma el valor uno si el individuo incurrió en evasión fiscal, participó en una protesta ilegal, firmó una petición o se quejó en los medios, y cero en caso contrario.¹⁸ La participación en estas actividades es autorreportada. Dado que los encuestados no tenían incentivos económicos para decir la verdad, nuestros resultados deben tomarse con cautela.

Para cada actividad (y para el índice), consideramos dos medidas de malestar social. Primero, utilizamos un indicador que toma el valor uno si un individuo declara haber realizado la actividad en el pasado y cero en caso contrario. Segundo, utilizamos un indicador que toma el valor uno si el individuo realizó la actividad en el pasado o declara que está dispuesto a realizarla. Usamos estas medidas como variables dependientes en regresiones Logit. Las regresiones controlan por las percepciones de injusticia, el Gini y covariables a nivel individual. Lamentablemente, la participación en actividades políticas está disponible solo en algunos años, por lo que nuestro tamaño muestral para estas regresiones es sustancialmente menor.

El Cuadro 3, Panel A muestra que las percepciones de injusticia se correlacionan con haber participado en actividades políticas en el pasado. Encontramos efectos positivos y estadísticamente significativos para quejarse en redes sociales (columna 1) y firmar una petición (columna 3). Condicional a la desigualdad del ingreso, los individuos que perciben la distribución del ingreso como muy injusta tienen una probabilidad 1.6 puntos porcentuales mayor de haberse quejado a través de redes sociales en el pasado (a partir de una base de 7.8%) y 1.3 puntos porcentuales mayor de haber firmado una petición en el pasado (a partir de una base de 18.6%). El resto de los efectos tiende a ser positivo, aunque no estadísticamente distinto de cero. Condicional a las percepciones de justicia, encontramos una correlación estadísticamente significativa entre el Gini y quejarse en redes sociales (columna 1), participar en una manifestación no autorizada (columna 5) y el índice compuesto (columna 9). El efecto de la desigualdad del ingreso sobre el resto de las actividades es estadísticamente indistinguible de cero.

El Cuadro 3, Panel B muestra los resultados cuando la variable dependiente también incluye la disposición a participar en las actividades políticas. El conjunto de actividades políticas predichas por las percepciones de justicia es algo distinto al del Panel A. En el Panel B, encontramos efectos positivos y estadísticamente significativos para quejarse a través de los medios (ya sea redes sociales o medios tradicionales, columnas 1 y 2, respectivamente) y negarse a pagar impuestos (columna 6). La magnitud de los coeficientes que son estadísticamente significativos tiende a ser mayor que en la especificación de base. Por ejemplo, el efecto de las percepciones de injusticia sobre la propensión a quejarse en redes sociales es el doble en

¹⁸Utilizamos esas cuatro medidas para construir el índice porque no contamos con datos sobre las demás actividades políticas durante 2015. Otros años tienen datos sobre menos actividades políticas.

el Panel B que en el Panel A (3.3 vs. 1.6 puntos porcentuales, respectivamente). Finalmente, encontramos que—manteniendo constantes las percepciones de justicia—la desigualdad del ingreso es predictiva de negarse a pagar impuestos (columna 6). El efecto de la desigualdad del ingreso sobre el resto de las actividades políticas no es estadísticamente distinto de cero.

En conjunto, estos resultados muestran que existen actividades políticas para las cuales las percepciones de justicia y la desigualdad del ingreso tienen poder predictivo independiente entre sí (como quejarse a través de redes sociales). Sin embargo, también hay actividades que son predichas exclusivamente por la desigualdad del ingreso (como participar en una protesta no autorizada) o por las percepciones de justicia (como firmar una petición). Esto sugiere que tanto las percepciones de justicia como la desigualdad del ingreso capturan canales distintos a través de los cuales los cambios en la distribución del ingreso pueden afectar el malestar social.

6. Conclusiones

En este artículo, analizamos las percepciones de justicia distributiva en un contexto de caída de la desigualdad del ingreso. Mostramos que las creencias sobre justicia evolucionaron en línea con los indicadores objetivos de desigualdad: tanto las percepciones de injusticia como la desigualdad del ingreso disminuyeron entre países y a lo largo del tiempo en nuestra muestra. Algunas características a nivel individual, como la situación laboral y la ideología política, están sistemáticamente correlacionadas con las percepciones de justicia. Las percepciones de justicia tienen poder predictivo sobre la propensión autorreportada a movilizarse, más allá de la desigualdad del ingreso (y viceversa).

Nuestros hallazgos son relevantes tanto para investigadores como para responsables de política. Para los investigadores, nuestros resultados sugieren que, en algunos contextos, es posible aproximar las percepciones de justicia utilizando medidas relativas de desigualdad del ingreso, como el ampliamente utilizado coeficiente de Gini. Esto es tranquilizador, dado que las medidas de desigualdad están mucho más disponibles que las percepciones de justicia en las bases de datos estándar.

Para los responsables de política, nuestros hallazgos advierten sobre niveles preocupantes de insatisfacción con las disparidades de ingreso existentes. Tres de cada cuatro latinoamericanos creen que la distribución del ingreso es injusta, y tales percepciones han demostrado ser relativamente inelásticas a una compresión considerable de la distribución del ingreso para los estándares históricos. Si las percepciones de justicia se interpretan como preferencias por cierta nivelación del ingreso, nuestros resultados indican que una mayoría contundente está a favor de reducir las disparidades existentes entre los ricos y los pobres, mientras que relativamente pocas personas creen que las disparidades de ingreso deberían permanecer iguales. Una segunda lección práctica para los responsables de política es que las percepciones de jus-

ticia actúan como un termómetro de la propensión latente de los individuos a involucrarse en actividades políticas. Por lo tanto, si los responsables de política quieren prevenir el malestar social, deben prestar atención a la evolución de las percepciones de justicia y tomar medidas preventivas antes de que la mayoría de las personas perciba la distribución del ingreso como injusta.

Una salvedad respecto de nuestros resultados es que no podemos determinar si la mayoría de los individuos cree que la distribución del ingreso es injusta porque (i) tiene percepciones inexactas sobre el nivel de desigualdad del ingreso (creyendo, quizás, que el ingreso está distribuido de manera más desigual de lo que objetivamente está); o (ii) los individuos evalúan con precisión el nivel de desigualdad y creen que las desigualdades existentes son injustas (quizás, porque el proceso que genera las diferencias de ingreso no es justo o porque las desigualdades existentes son demasiado grandes). Desentrañar la contribución de estos y otros canales es un desafío para investigaciones futuras.

Cuadros y Figuras

Cuadro 1: Correlación entre Indicadores de Desigualdad y Percepciones de Justicia, 1997-2015

	Datos a nivel individual			Datos a nivel país-año			Promedio de correlaciones entre países		
	I./M.I. (1)	M.I. (2)	I. (3)	I./M.I. (4)	M.I. (5)	I. (6)	I./M.I. (7)	M.I. (8)	I. (9)
Coefficiente de Gini	0.39 (0.07)	0.36 (0.07)	0.10 (0.09)	0.84 (0.10)	0.82 (0.16)	0.25 (0.35)	0.39 (0.07)	0.28 (0.07)	0.15 (0.09)
Índice de Theil	0.39 (0.07)	0.38 (0.07)	0.05 (0.09)	0.85 (0.09)	0.82 (0.16)	0.27 (0.35)	0.33 (0.07)	0.20 (0.07)	0.18 (0.09)
Atkinson, A(0.5)	0.38 (0.07)	0.35 (0.07)	0.10 (0.09)	0.84 (0.10)	0.82 (0.16)	0.25 (0.35)	0.37 (0.07)	0.26 (0.07)	0.15 (0.09)
Atkinson, A(1)	0.36 (0.07)	0.30 (0.08)	0.13 (0.09)	0.84 (0.10)	0.82 (0.16)	0.25 (0.34)	0.38 (0.07)	0.28 (0.08)	0.13 (0.09)
Desviación logarítmica media	0.35 (0.07)	0.29 (0.08)	0.14 (0.09)	0.84 (0.10)	0.82 (0.16)	0.25 (0.34)	0.38 (0.07)	0.28 (0.08)	0.13 (0.09)
Coefficiente de variación	0.33 (0.08)	0.36 (0.08)	0.00 (0.09)	0.78 (0.13)	0.78 (0.16)	0.19 (0.36)	0.18 (0.08)	0.20 (0.08)	0.10 (0.09)
Ratio 75/25	0.29 (0.07)	0.15 (0.09)	0.24 (0.08)	0.80 (0.11)	0.78 (0.17)	0.26 (0.33)	0.36 (0.07)	0.29 (0.09)	0.12 (0.08)
Entropía generalizada	0.29 (0.05)	0.35 (0.08)	-0.04 (0.08)	0.80 (0.11)	0.72 (0.18)	0.35 (0.34)	0.18 (0.05)	0.09 (0.08)	0.19 (0.08)
Ratio 90/10	0.23 (0.07)	0.10 (0.08)	0.21 (0.08)	0.81 (0.11)	0.79 (0.17)	0.25 (0.32)	0.30 (0.07)	0.30 (0.08)	0.07 (0.08)
Varianza	-0.08 (0.07)	-0.01 (0.08)	-0.12 (0.08)	-0.25 (0.39)	0.10 (0.43)	-0.71 (0.14)	-0.06 (0.07)	0.04 (0.08)	-0.12 (0.08)
Gini absoluto	-0.21 (0.09)	-0.10 (0.10)	-0.18 (0.08)	-0.71 (0.23)	-0.46 (0.26)	-0.64 (0.31)	-0.18 (0.09)	-0.10 (0.10)	-0.22 (0.08)
Kolm, K(1)	-0.31 (0.09)	-0.18 (0.10)	-0.22 (0.08)	-0.80 (0.12)	-0.64 (0.18)	-0.50 (0.37)	-0.22 (0.09)	-0.16 (0.10)	-0.22 (0.08)

Notas: Este cuadro presenta correlaciones entre las percepciones de justicia y la desigualdad del ingreso. En las columnas 1–3, calculamos las correlaciones a nivel individual agrupando todos los países y años de nuestra muestra. En las columnas 4–6, calculamos las percepciones promedio de injusticia en cada país-año y luego calculamos la correlación entre cada indicador de desigualdad en el país-año correspondiente y las percepciones promedio de justicia. En las columnas 7–9, calculamos la correlación entre cada indicador de desigualdad y las percepciones de justicia a lo largo del tiempo para cada país por separado (utilizando los datos a nivel individual) y luego promediamos las correlaciones entre países. I./M.I. significa “Injusta o Muy Injusta”; M.I. significa “Muy Injusta”; e I. significa “Injusta”. Los errores estándar bootstrap están entre paréntesis.

Cuadro 2: Regresiones Logit de Percepciones de Injusticia (Muy Injusta) y Características Individuales

	Variable dependiente: Cree que la distribución del ingreso es muy injusta					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gini	0.679*** (0.227)	0.674*** (0.225)	0.678*** (0.225)	0.680*** (0.225)	0.678*** (0.225)	0.684*** (0.223)
Age		0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
Age squared		−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)
Male		−0.002 (0.003)	−0.002 (0.003)	−0.001 (0.003)	−0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
Married		−0.006* (0.003)	−0.006** (0.003)	−0.006* (0.003)	−0.006* (0.003)	−0.005 (0.003)
Finished HS			−0.010* (0.005)	−0.009* (0.005)	−0.008* (0.005)	−0.006 (0.005)
Finished coll.			−0.001 (0.007)	0.000 (0.007)	0.002 (0.006)	0.006 (0.006)
In labor force				−0.003 (0.004)	−0.003 (0.004)	−0.002 (0.003)
Unemployed				0.020*** (0.007)	0.019*** (0.007)	0.019*** (0.007)
Assets index					−0.009 (0.006)	−0.007 (0.006)
Conservative						−0.003* (0.002)
Catholic						−0.011*** (0.004)
N	167,436	166,105	164,662	164,436	164,436	164,436

Notas: Este cuadro muestra estimaciones de la relación entre un indicador que toma el valor uno para individuos que creen que la distribución del ingreso es muy injusta y el coeficiente de Gini, controlando por las características individuales. Los coeficientes se estiman mediante regresiones Logit y representan los efectos marginales evaluados en los valores medios del resto de las variables. Las observaciones se ponderan por la probabilidad del individuo de ser entrevistado. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de país y año. ***, ** y * denotan significancia a niveles del 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Errores estándar robustos a heterocedasticidad, agrupados a nivel país-año, entre paréntesis.

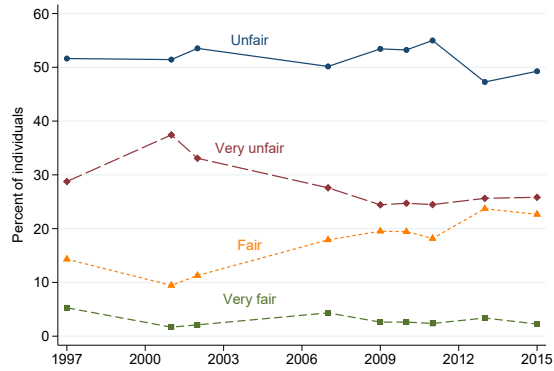
Cuadro 3: Regresiones Logit de Percepciones de Injusticia (Muy Injusta) y Activismo

	Quejarse en redes sociales (1)	Quejarse en medios (2)	Firmar una petición (3)	Protesta autorizada (4)	Protesta no autorizada (5)	Negarse a pagar impuestos (6)	Participar en disturbios (7)	Ocupar tierras o edificios (8)	Índice compuesto de activismo (9)
Panel A. Variable dependiente: Realizó la actividad en el pasado									
Very unfair	0.016*** (0.004)	0.005 (0.004)	0.013** (0.006)	0.011 (0.007)	-0.001 (0.004)	0.004 (0.005)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.006 (0.013)
Gini	0.322* (0.175)	0.209 (0.182)	-0.123 (0.287)	-0.060 (0.149)	0.164* (0.092)	0.105 (0.089)	0.015 (0.034)	-0.054 (0.040)	0.643* (0.336)
Mean Dep. Var.	0.078	0.072	0.186	0.080	0.046	0.043	0.011	0.015	0.251
Panel B. Variable dependiente: Realizó la actividad en el pasado o la realizaría									
Very unfair	0.033** (0.015)	0.031* (0.017)	-0.012 (0.008)	0.025 (0.025)	0.016 (0.014)	0.024** (0.010)	-0.003 (0.006)	-0.001 (0.008)	0.011 (0.015)
Gini	0.627 (0.786)	0.603 (0.842)	-0.597 (0.479)	0.162 (0.661)	0.452 (0.446)	0.629* (0.328)	0.039 (0.107)	0.014 (0.147)	0.954 (0.695)
Mean Dep. Var.	0.413	0.477	0.527	0.296	0.210	0.187	0.063	0.084	0.688
N	18,605	18,827	52,704	17,475	18,846	18,553	16,823	16,779	18,155

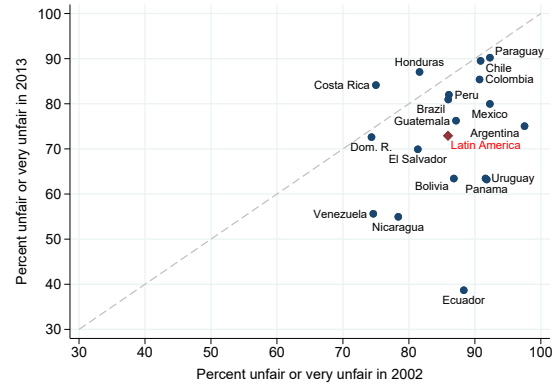
Notas: Este cuadro muestra estimaciones de los determinantes de la participación en la actividad política indicada en el encabezado de cada columna. Los coeficientes se estiman mediante regresiones Logit y representan los efectos marginales evaluados en los valores medios del resto de las variables. Las observaciones se ponderan por la probabilidad del individuo de ser entrevistado. Todas las especificaciones controlan por edad, edad al cuadrado, género, estado civil, máximo nivel educativo, participación en la fuerza laboral, situación de desempleo, índice de activos, ideología política y religión. La regresión de la columna 3 también controla por efectos fijos de país y año. La columna 9 muestra un índice compuesto que toma el valor uno si el individuo reporta haber participado en evasión fiscal, una protesta ilegal, haber firmado una petición o haberse quejado en los medios, y cero en caso contrario. El resto de las actividades políticas están disponibles en un solo año, por lo que no podemos incluir efectos fijos. La participación en actividades políticas es autorreportada. ***, ** y * denotan significancia a niveles del 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Errores estándar robustos a heterocedasticidad, agrupados a nivel país-año, entre paréntesis.

Figura 1: Percepciones de Justicia en América Latina a lo Largo del Tiempo y entre Países

Panel A. Percepciones de Justicia a lo Largo del Tiempo (1997–2015)

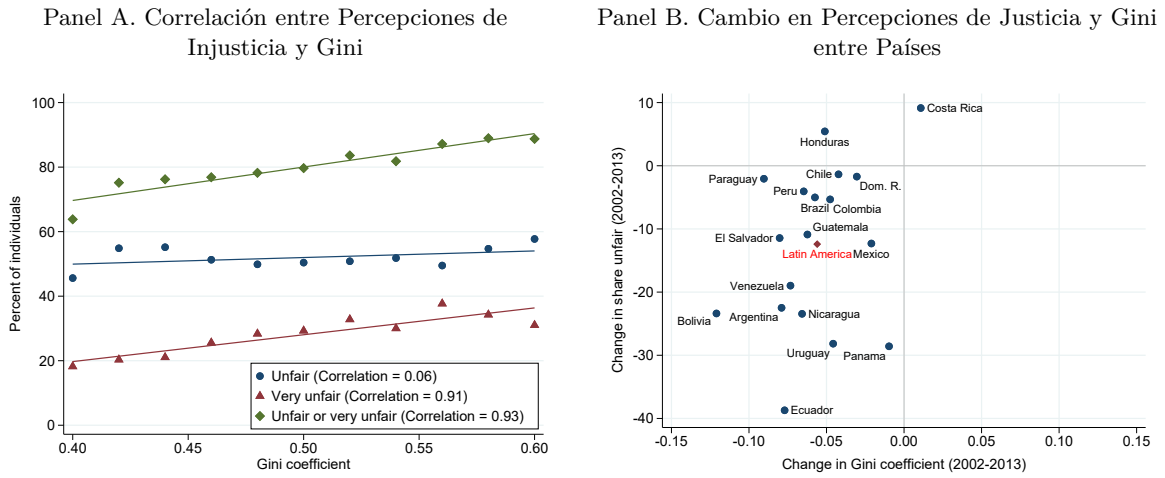


Panel B. Percepciones de Justicia entre Países (2002 vs. 2013)



Notas: El Panel A muestra el porcentaje de individuos que perciben la distribución del ingreso como muy injusta, injusta, justa y muy justa en nuestra muestra. Calculamos las proporciones como el promedio no ponderado de las percepciones de justicia entre los 18 países de nuestra muestra. El Panel B presenta el porcentaje de la población que percibe la distribución del ingreso como injusta o muy injusta en 2002 y 2013 en cada país de nuestra muestra.

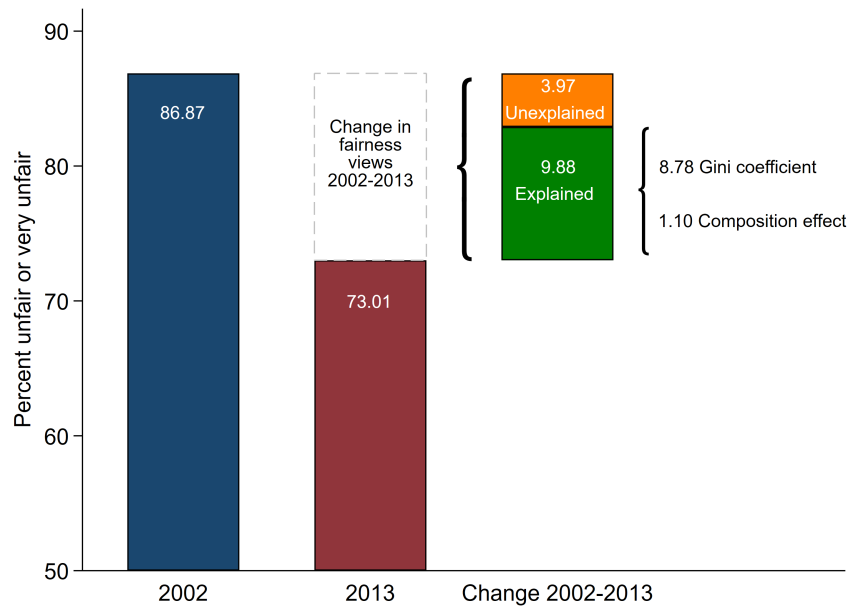
Figura 2: Percepciones de Justicia y Desigualdad del Ingreso en América Latina



Notas: El Panel A muestra un diagrama de dispersión por intervalos de las percepciones de justicia y el coeficiente de Gini. Para construir esta figura, agrupamos los Ginis de todos los pares país-año en intervalos de ancho igual a 0.02 puntos de Gini y calculamos las percepciones promedio de justicia en cada intervalo.

El Panel B grafica el cambio en puntos porcentuales entre 2002 y 2013 en la proporción de la población que cree que la distribución del ingreso es injusta o muy injusta (eje *y*) frente al cambio en el coeficiente de Gini entre 2002 y 2013 (eje *x*) para los países de nuestra muestra. Debido a una ruptura en la comparabilidad de los datos o a la indisponibilidad de datos de hogares, para algunos países utilizamos datos de desigualdad de años adyacentes. Para 2002 utilizamos: Argentina 2004, Chile 2003, Costa Rica 2010, Ecuador 2003, Guatemala 2006, Nicaragua 2001, Panamá 2008 y Perú 2004. Para 2013 utilizamos: Guatemala 2014, México 2014, Nicaragua 2014 y Venezuela 2012. Véase el Apéndice B para más detalles.

Figura 3: Descomposición de Oaxaca-Blinder de Percepciones de Injusticia, 2002-2013



Notas: Esta figura presenta estimaciones de la descomposición de Oaxaca-Blinder (véase el Apéndice C). La variable dependiente es un indicador que toma el valor uno para individuos que creen que la distribución del ingreso es injusta o muy injusta. Los regresores en la descomposición incluyen el coeficiente de Gini, edad, edad al cuadrado y variables dummy para estado civil, género, nivel educativo, participación en la fuerza laboral, situación de desempleo, un índice de activos, ideología política y creencias religiosas. La parte “explicada” de los resultados se refiere a cambios en el valor de las covariables, mientras que la “no explicada” se refiere a cambios en los coeficientes y los términos de interacción.

Referencias

- Alesina, A. and P. Giuliano (2011). Preferences for redistribution. In *Handbook of social economics*, Volume 1, pp. 93–131. Elsevier.
- Alesina, A., E. Glaeser, and B. Sacerdote (2001). Why doesn't the us have a european-style welfare system? Technical report, National bureau of economic research.
- Alesina, A. and R. Perotti (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European economic review* 40(6), 1203–1228.
- Alesina, A., S. Stantcheva, and E. Teso (2018). Intergenerational mobility and preferences for redistribution. *American Economic Review* 108(2), 521–54.
- Almås, I., A. W. Cappelen, and B. Tungodden (2020). Cutthroat capitalism versus cuddly socialism: Are americans more meritocratic and efficiency-seeking than scandinavians? *Journal of Political Economy* 128(5), 000–000.
- Alvaredo, F. and L. Gasparini (2015). Recent trends in inequality and poverty in developing countries. *Handbook of Income Distribution* 2, 697–805.
- Amiel, Y. and F. Cowell (1999). *Thinking about inequality: Personal judgment and income distributions*. Cambridge University Press.
- Amiel, Y. and F. A. Cowell (1992). Measurement of income inequality: Experimental test by questionnaire. *Journal of Public Economics* 47(1), 3–26.
- Atkinson, A. B. and A. Brandolini (2010). On analyzing the world distribution of income. *The World Bank Economic Review* 24(1), 1–37.
- Atkinson, A. B., T. Piketty, and E. Saez (2011). Top incomes in the long run of history. *Journal of Economic Literature* 49(1), 3–71.
- Cappelen, A. W., A. D. Hole, and B. Sørensen, Erikand Tungodden (2007). The pluralism of fairness ideals: An experimental approach. *American Economic Review* 97(3), 818–827.
- Cappelen, A. W., J. Konow, E. Sørensen, and B. Tungodden (2013). Just luck: An experimental study of risk-taking and fairness. *American Economic Review* 103(4), 1398–1413.
- CEPAL (2010). América latina frente al espejo: dimensiones objetivas y subjetivas de la inequidad social y el bienestar en la región.
- Choi, G. (2019). Revisiting the redistribution hypothesis with perceived inequality and redistributive preferences. *European Journal of Political Economy* 58, 220–244.
- Cozzolino, P. J. (2011). Trust, cooperation, and equality: a psychological analysis of the formation of social capital. *British Journal of Social Psychology* 50(2), 302–320.
- Cruces, G., R. Perez-Truglia, and M. Tetaz (2013). Biased perceptions of income distribution and preferences for redistribution: Evidence from a survey experiment. *Journal of Public Economics* 98, 100–112.

- Esteban, J., L. Mayoral, and D. Ray (2012). Ethnicity and conflict: An empirical study. *American Economic Review* 102(4), 1310–42.
- Esteban, J. and D. Ray (2011). Linking conflict to inequality and polarization. *American Economic Review* 101(4), 1345–74.
- Fehr, D., J. Mollerstrom, and R. Perez-Truglia (2021). Your place in the world-relative income and global inequality.
- Fehr, D., D. Mueller, and M. Preuss (2020). Social mobility perceptions and inequality acceptance. *Working Paper*.
- Finseraas, H. (2009). Income inequality and demand for redistribution: A multilevel analysis of european public opinion. *Scandinavian Political Studies* 32(1), 94–119.
- Gasparini, L., G. Cruces, L. Tornarolli, and D. Mejía (2011). Recent trends in income inequality in latin america. *Economia* 11(2), 147–201.
- Gasparini, L., M. Horenstein, E. Molina, and S. Olivieri (2008). Income polarization in latin america: Patterns and links with institutions and conflict. *Oxford Development Studies* 36(4), 461–484.
- Gasparini, L. and N. Lustig (2011). The rise and fall of income inequality in latin america. Technical report, Documento de Trabajo.
- Gimpelson, V. and D. Treisman (2018). Misperceiving inequality. *Economics & Politics* 30(1), 27–54.
- Gustavsson, M. and H. Jordahl (2008). Inequality and trust in sweden: Some inequalities are more harmful than others. *Journal of Public Economics* 92(1-2), 348–365.
- Hvidberg, K. B., C. Kreiner, and S. Stantcheva (2020). Social position and fairness views. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Karadja, M., J. Mollerstrom, and D. Seim (2017). Richer (and holier) than thou? the effect of relative income improvements on demand for redistribution. *Review of Economics and Statistics* 99(2), 201–212.
- Kuziemko, I., M. I. Norton, E. Saez, and S. Stantcheva (2015). How elastic are preferences for redistribution? evidence from randomized survey experiments. *American Economic Review* 105(4), 1478–1508.
- Lustig, N., L. F. Lopez-Calva, and E. Ortiz-Juarez (2013). Declining inequality in latin america in the 2000s: The cases of argentina, brazil, and mexico. *World development* 44, 129–141.
- Martínez Correa, J., L. J. Peñaloza Pacheco, and L. C. Gasparini (2020). Latin american brotherhood?: immigration and preferences for redistribution. *Documentos de Trabajo del CEDLAS*.
- Meltzer, A. H. and S. F. Richard (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy* 89(5), 914–927.

- Milanovic, B. (2016). *Global inequality: A new approach for the age of globalization*. Harvard University Press.
- Neville, L. (2012). Do economic equality and generalized trust inhibit academic dishonesty? evidence from state-level search-engine queries. *Psychological Science* 23(4), 339–345.
- Norton, M. I. and D. Ariely (2011). Building a better america—one wealth quintile at a time. *Perspectives on psychological science* 6(1), 9–12.
- Oishi, S., S. Kesebir, and E. Diener (2011). Income inequality and happiness. *Psychological science* 22(9), 1095–1100.
- Page, L. and D. G. Goldstein (2016). Subjective beliefs about the income distribution and preferences for redistribution. *Social Choice and Welfare* 47(1), 25–61.
- Ravallion, M. (2003). The debate on globalization, poverty and inequality: why measurement matters. *International affairs* 79(4), 739–753.
- Rodríguez, S. A. (2014). Percepciones de desigualdad socioeconómica: Un estudio exploratorio para el caso argentino. *Revista de Ciencias Sociales* 27(34), 93–118.
- World Bank (2016). Poverty and shared prosperity 2016: Taking on inequality.
- Zmerli, S. and J. C. Castillo (2015). Income inequality, distributive fairness and political trust in latin america. *Social science research* 52, 179–192.

¿La Desigualdad del Ingreso Moldea las Percepciones de Justicia? Evidencia de América Latina

Apéndice en Línea

Leonardo Gasparini

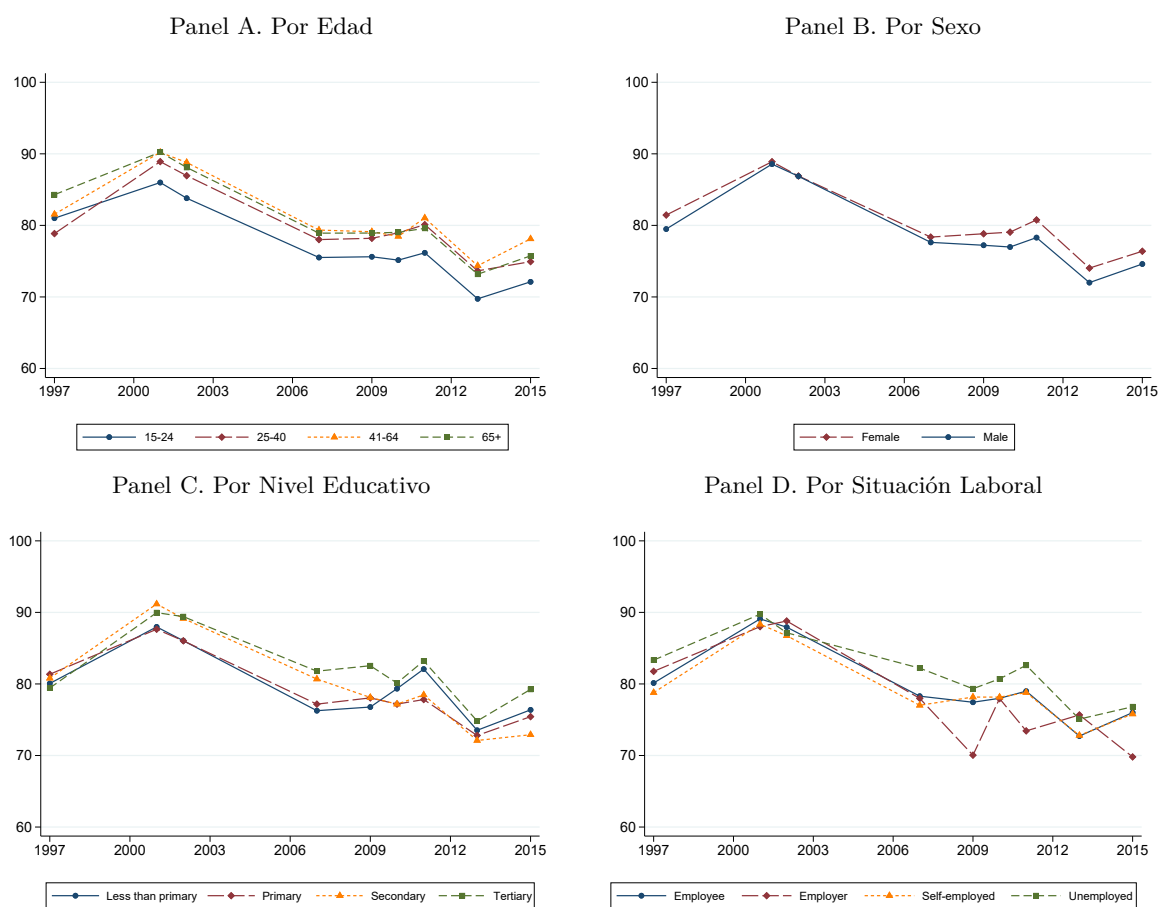
Germán Reyes

Febrero de 2022

Apéndice

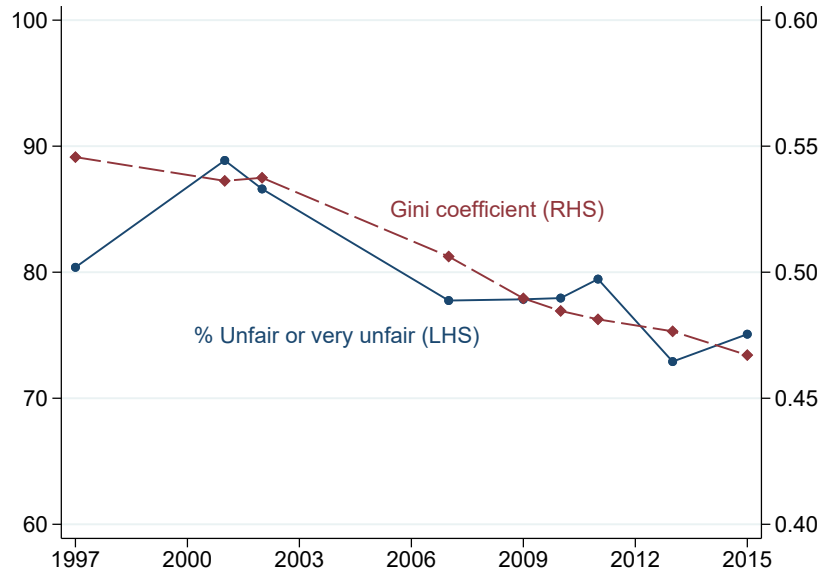
A. Figuras y Cuadros Adicionales

Figura A1: Percepciones de Injusticia y Características Individuales, 1997–2015



Notas: Esta figura muestra la proporción de individuos que perciben la distribución del ingreso como injusta o muy injusta según su edad, género, máximo nivel educativo alcanzado y situación laboral.

Figura A2: La Evolución de las Percepciones de Justicia y la Desigualdad del Ingreso en América Latina



Notas: Esta figura muestra la evolución del coeficiente de Gini promedio entre los países de nuestra muestra (variable del eje derecho) y la fracción de la población que percibe la distribución del ingreso como injusta o muy injusta (variable del eje izquierdo) durante 1997–2015. Para tener un panel balanceado de países a lo largo del tiempo, extrapolamos linealmente el coeficiente de Gini en los años en que no se dispone de microdatos de ingreso (véase el Apéndice B).

Cuadro A1: Estadísticas Descriptivas de Nuestra Muestra

	Media (1)	Desv. Est. (2)	Observaciones (3)
Panel A. Sociodemográfico			
Edad	39.75	16.23	225,551
Hombre (%)	48.97	0.50	225,567
Casado o en unión civil (%)	56.27	0.50	224,081
Religión católica (%)	68.01	0.47	222,790
Ideología (10 = derecha)	5.48	2.64	131,980
Panel B. Educación y mercado laboral			
Alfabetizado (%)	90.31	0.30	224,056
Educación secundaria o más (%)	33.65	0.47	224,056
Padres con secundaria (%)	17.43	0.38	184,884
Económicamente activo (%)	64.14	0.48	225,222
Desempleado (% Fuerza laboral)	9.89	0.30	225,222
Panel C. Acceso a servicios			
Acceso a alcantarillado (%)	69.59	0.46	222,530
Acceso a agua corriente (%)	88.83	0.31	204,340
Panel D. Tenencia de activos			
Automóvil (%)	28.21	0.45	222,338
Computadora (%)	33.79	0.47	222,645
Refrigerador (%)	79.22	0.41	146,686
Propietario de vivienda (%)	73.92	0.44	223,603
Celular (%)	80.61	0.40	172,253
Lavadora (%)	54.71	0.50	223,122
Teléfono fijo (%)	42.28	0.49	222,968

Nota: Este cuadro muestra estadísticas descriptivas de nuestra muestra agrupando datos de todos los países de nuestra muestra durante 1997–2015.

Cuadro A2: Percepciones de Justicia por Grupo Poblacional

	% de individuos que creen que la distribución del ingreso es:			
	Muy injusta (1)	Injusta (2)	Justa (3)	Muy justa (4)
Todos	28.2	51.6	17.3	2.9
Panel A. Género				
Mujer	28.3	52.2	16.7	2.8
Hombre	28.0	51.1	17.9	3.0
Panel B. Grupo de edad				
15-24	25.2	52.0	19.7	3.1
25-40	28.5	51.3	17.2	3.0
41-64	29.5	51.7	16.0	2.8
65+	29.2	51.6	16.6	2.5
Panel C. Estado civil				
Casado	28.3	51.9	17.0	2.8
No casado	27.9	51.4	17.7	3.1
Panel D. Religión				
Católico	28.2	51.7	17.2	2.9
No católico	28.0	51.5	17.5	3.0
Panel E. Nivel educativo				
Menos que primaria	27.7	51.6	17.7	3.0
Primaria completa	27.9	52.2	17.4	2.6
Secundaria completa	29.1	53.2	15.0	2.7
Terciaria completa	29.0	50.8	17.1	3.1
Panel F. Tipo de empleo				
Empleado	28.3	51.5	17.2	2.9
Empleador	24.3	53.9	19.0	2.8
Autoempleado	28.0	51.4	17.5	3.1
Desempleado	30.3	51.6	15.1	3.0
Panel G. País				
Argentina	38.17	50.74	10.26	0.83
Bolivia	18.01	56.13	23.39	2.48
Brasil	31.95	53.71	12.85	1.49
Chile	40.20	49.93	8.42	1.45
Colombia	35.15	51.20	11.40	2.26
Costa Rica	23.20	53.55	20.13	3.12
Rep. Dominicana	32.31	46.52	17.61	3.56
Ecuador	21.45	47.46	27.58	3.51
El Salvador	22.73	53.16	20.45	3.65
Guatemala	28.29	51.34	16.70	3.66
Honduras	28.87	53.42	14.33	3.38
México	32.15	49.75	15.32	2.78
Nicaragua	18.69	51.88	24.33	5.11
Panamá	27.39	48.01	20.25	4.34
Paraguay	38.31	48.80	10.95	1.93
Perú	25.03	61.89	11.70	1.38
Uruguay	18.22	57.51	22.64	1.64
Venezuela	23.51	42.96	26.62	6.92

Nota: Este cuadro muestra la fracción de individuos en nuestra muestra que perciben la distribución del ingreso como muy injusta, injusta, justa o muy justa.

Cuadro A3: Regresiones Logit de Percepciones de Injusticia (Injusta) y Características Individuales

	Variable dependiente: Cree que la distribución del ingreso es injusta o muy injusta					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gini	0.344 (0.220)	0.347 (0.220)	0.341 (0.221)	0.338 (0.221)	0.340 (0.220)	0.355 (0.223)
Age		0.004*** (0.001)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
Age squared		−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)
Male		−0.014*** (0.002)	−0.014*** (0.002)	−0.013*** (0.002)	−0.012*** (0.002)	−0.009*** (0.002)
Married		−0.000 (0.003)	−0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)
Finished HS			0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	0.006 (0.005)	0.009** (0.005)
Finished coll.			0.010* (0.006)	0.011* (0.006)	0.016*** (0.006)	0.020*** (0.006)
In labor force				−0.003 (0.003)	−0.004 (0.003)	−0.003 (0.003)
Unemployed				0.021*** (0.005)	0.021*** (0.005)	0.021*** (0.005)
Assets index					−0.019*** (0.006)	−0.017*** (0.006)
Conservative						0.001 (0.002)
Catholic						−0.001 (0.003)
N	167,436	166,105	164,662	164,436	164,436	164,436

Notas: Este cuadro muestra estimaciones de la relación entre un indicador que toma valor uno para los individuos que creen que la distribución del ingreso es injusta o muy injusta y el coeficiente de Gini, controlando por características individuales. Los coeficientes se estiman mediante regresiones Logit y representan los efectos marginales evaluados en los valores medios del resto de las variables. Las observaciones se ponderan por la probabilidad del individuo de ser entrevistado. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de país y año. ***, ** y * denotan significancia a niveles del 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Errores estándar robustos a heterocedasticidad, agrupados a nivel país-año, entre paréntesis.

Cuadro A4: Regresiones Logit de Percepciones de Injusticia (Muy Injusta) y Distintos Indicadores de Desigualdad

	Variable dependiente: Cree que la distribución del ingreso es muy injusta				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gini (no zero income)	0.708*** (0.223)				
Atkinson, A(1)		0.341** (0.164)			
Theil index			0.246*** (0.080)		
Generalized entropy				0.019*** (0.007)	
Absolute Gini					-0.001 (0.001)
Age	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.005*** (0.000)
Age squared	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Male	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
Married	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.005* (0.003)
Finished HS	-0.006 (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.005 (0.005)
Finished coll.	0.006 (0.006)	0.006 (0.006)	0.007 (0.006)	0.007 (0.006)	0.008 (0.006)
In labor force	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
Unemployed	0.019*** (0.007)	0.020*** (0.007)	0.018*** (0.007)	0.018*** (0.007)	0.020*** (0.007)
Assets index	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.007 (0.006)
Conservative	-0.003* (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.003* (0.002)
Catholic	-0.011*** (0.004)	-0.011*** (0.004)	-0.011*** (0.004)	-0.011*** (0.004)	-0.011*** (0.004)
N	164,436	164,436	164,436	164,436	164,436

Notas: Este cuadro muestra estimaciones de la relación entre un indicador que toma valor uno para los individuos que creen que la distribución del ingreso es muy injusta y diversos indicadores de desigualdad, controlando por características individuales. Los coeficientes se estiman mediante regresiones Logit y representan los efectos marginales evaluados en los valores medios del resto de las variables. Las observaciones se ponderan por la probabilidad del individuo de ser entrevistado. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de país y año. ***, ** y * denotan significancia a niveles del 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Errores estándar robustos a heterocedasticidad, agrupados a nivel país-año, entre paréntesis.

Cuadro A5: Regresiones MCO de Percepciones de Injusticia (Muy Injusta) y Características Individuales

	Variable dependiente: Cree que la distribución del ingreso es muy injusta					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gini	0.621*** (0.222)	0.623*** (0.222)	0.622*** (0.220)	0.623*** (0.220)	0.623*** (0.219)	0.627*** (0.218)
Age		0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
Age squared		−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)	−0.000*** (0.000)
Male		−0.002 (0.003)	−0.002 (0.003)	−0.001 (0.003)	−0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
Married			−0.006** (0.003)	−0.005* (0.003)	−0.005* (0.003)	−0.005 (0.003)
Finished HS			−0.010** (0.005)	−0.010** (0.005)	−0.009* (0.005)	−0.007 (0.005)
Finished coll.			−0.002 (0.007)	−0.001 (0.007)	0.001 (0.006)	0.005 (0.006)
In labor force				−0.003 (0.003)	−0.003 (0.003)	−0.002 (0.003)
Unemployed				0.020*** (0.007)	0.020*** (0.007)	0.019*** (0.007)
Assets index					−0.009 (0.006)	−0.007 (0.006)
Conservative						−0.003* (0.002)
Catholic						−0.011*** (0.004)
N	167,436	167,420	164,662	164,436	164,436	164,436

Notas: Este cuadro presenta estimaciones de la correlación entre una variable indicadora que señala si el individuo cree que la distribución del ingreso es muy injusta y el coeficiente de Gini, controlando por características individuales. Los coeficientes se estiman mediante un modelo de probabilidad lineal. Las observaciones se ponderan por la probabilidad del individuo de ser entrevistado. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de país y año. ***, ** y * denotan significancia a niveles del 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Errores estándar robustos a heterocedasticidad, agrupados a nivel país-año, entre paréntesis.

B. Apéndice de Datos

Las cifras presentadas en este artículo se basan en dos proyectos de armonización, conocidos como Latinobarómetro y SEDLAC (Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean). En este apéndice describimos cómo hicimos compatibles ambas fuentes.

Nuestros datos de percepciones provienen de Latinobarómetro, que ha realizado encuestas de opinión en 18 países de América Latina desde la década de 1990, entrevistando a alrededor de 1,200 individuos por país sobre su contexto socioeconómico y sus preferencias respecto a temas políticos y sociales. Lamentablemente, no todos los años incluyen preguntas sobre las percepciones de justicia de los individuos. La encuesta fue diseñada para ser representativa de la población en edad de votar a nivel nacional (en la mayoría de los países de América Latina, los individuos mayores de 18 años). En el Cuadro B1 mostramos qué porcentaje de la población en edad de votar está representado por la encuesta en cada país para todos los años en los que la pregunta sobre justicia está disponible.

Cuadro B1: Cobertura de la Población de Cada País en Latinobarómetro a lo Largo del Tiempo (en %)

	1997	2001	2002	2007	2009	2010	2011	2013	2015
Argentina	68	75	75	100	100	100	100	100	100
Bolivia	32	52	100	100	100	100	100	100	100
Brasil	12	100	100	100	100	100	100	100	100
Chile	70	70	70	100	100	100	100	100	100
Colombia	25	71	51	100	100	100	100	100	100
Costa Rica	100	100	100	100	100	100	100	100	100
República Dominicana	N/A	N/A	N/A	100	100	100	100	100	100
Ecuador	97	97	100	100	100	100	100	100	100
El Salvador	65	100	100	100	100	100	100	100	100
Guatemala	100	100	100	97	100	100	100	100	100
Honduras	100	100	100	98	100	99	99	99	99
México	93	88	95	100	100	100	100	100	100
Nicaragua	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Panamá	100	100	100	99	99	99	99	99	99
Paraguay	46	46	46	100	100	100	100	100	100
Perú	52	52	100	100	100	100	100	100	100
Uruguay	80	80	80	100	100	100	100	100	100
Venezuela	100	100	100	100	93	100	100	100	100
Promedio ponderado	68	86	91	100	100	100	100	100	100

Dado que nuestro objetivo es analizar cómo evolucionaron las percepciones de injusticia vis-à-vis los cambios en la desigualdad del ingreso, hicimos un esfuerzo considerable por obtener datos de desigualdad del ingreso para cada observación en la que disponemos de datos de percepciones. Aplicamos dos soluciones parciales para aumentar el número de observaciones disponibles (sin forzar los datos en exceso). En primer lugar, completamos las lagunas en los datos utilizando encuestas de hogares de años relativamente cercanos en los que ha-

bía datos previamente no utilizados (véase el Cuadro B2 del Apéndice). Por ejemplo, Chile realiza encuestas de hogares en promedio cada dos años. En 1997 hay datos de percepciones disponibles, pero no datos de desigualdad del ingreso. Por lo tanto, utilizamos los datos de desigualdad de un año adyacente (1998). Como se señaló anteriormente, solo utilizamos datos de años cercanos si los datos del año adyacente corresponden a un año en el que no se realizó la pregunta de percepciones (y, por lo tanto, no se necesitan datos de desigualdad en ese año).

Cuadro B2: Años Cercanos Utilizados para Completar Lagunas en los Datos

País	Año sin datos de hogares	Dato utilizado en su lugar
Chile	1997	1998
Chile	2001	2000
Chile	2002	2003
Chile	2007	2006
Colombia	2007	2008
Ecuador	2002	2003
El Salvador	1997	1998
Guatemala	2001	2000
Guatemala	2015	2014
México	1997	1998
México	2001	2000
México	2007	2006
México	2009	2008
México	2011	2012
México	2015	2014
Nicaragua	1997	1998
Nicaragua	2007	2005
Nicaragua	2015	2014
Venezuela	2013	2012

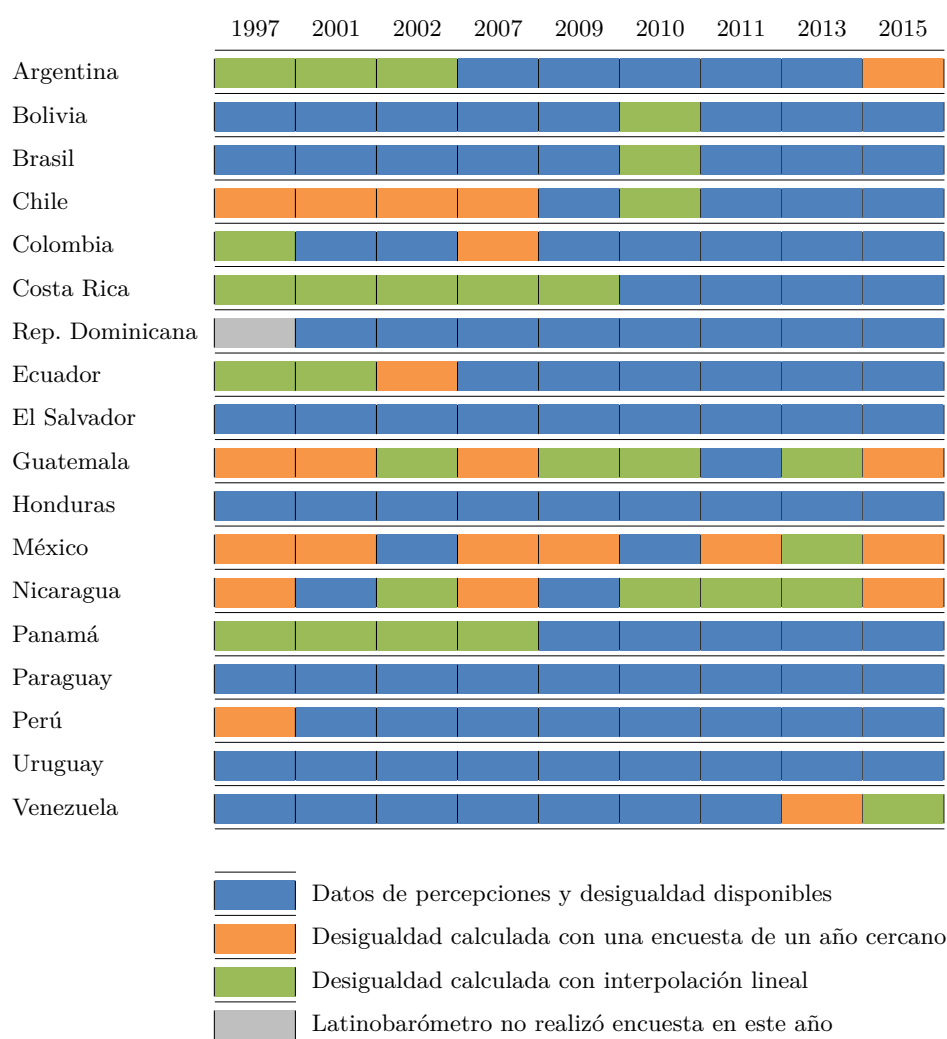
Nuestra segunda solución parcial consiste en interpolar los indicadores de desigualdad para algunos años. En algunos países, hubo unos pocos años con datos de percepciones disponibles pero sin una encuesta de hogares comparable a lo largo del tiempo y sin un año cercano disponible. En este caso, y para analizar el mismo conjunto de países cada año, se aplicó interpolación a los indicadores de desigualdad (véase el Cuadro B3 del Apéndice).

En conjunto, los años en los que la desigualdad del ingreso se calculó utilizando interpolaciones lineales representan una proporción relativamente pequeña del total de observaciones (17 % del total). La mayoría de nuestras observaciones de desigualdad (69 %) se calculan utilizando una encuesta de hogares del mismo año en el que se realizaron las encuestas de percepciones, mientras que el 14 % restante de nuestros indicadores de desigualdad se calculan utilizando encuestas de hogares de años adyacentes. El Cuadro B4 resume las fuentes de datos utilizadas en los años en que hay datos de percepciones disponibles.

Cuadro B3: Años en los que los Indicadores de Desigualdad se Calcularon con Interpolación Lineal

País	Años interpolados
Argentina	1997, 2001 y 2002
Bolivia	2010
Brasil	2010
Chile	2010
Colombia	1997
Costa Rica	1997, 2001, 2002, 2007 y 2009
Ecuador	1997 y 2001
Guatemala	1997, 2002, 2009, 2010 y 2013
México	2013
Nicaragua	2002, 2010, 2011 y 2013
Panamá	1997, 2001, 2002 y 2007
Perú	1997, 2001 y 2002
Venezuela	2015

Cuadro B4: Resumen de los Datos Utilizados en Cada País-Año



B.1. Imputación de Valores Faltantes para el Análisis de Regresión

Dos de nuestras variables a nivel individual (ideología política y religión) tienen muchos valores faltantes en algunos países-año. Para abordar esto en nuestras regresiones, imputamos el valor promedio de cada variable a los individuos con un valor faltante. En esos casos, incluimos en la regresión una variable dummy que toma el valor uno si el valor de la variable fue imputado y cero en caso contrario. Los resultados son similares si no imputamos los valores, pero el tamaño muestral de las regresiones es menor.

B.2. Comparación entre las Muestras de Latinobarómetro y SEDLAC

Para evaluar si existen diferencias sistemáticas entre la muestra de Latinobarómetro y la muestra de las encuestas de hogares, en el Cuadro B5 del Apéndice comparamos un conjunto de variables disponibles en ambas bases de datos durante 2013. Para garantizar la comparabilidad entre las bases de datos, restringimos los cálculos a individuos mayores de 18 años y a países con datos disponibles en ambos proyectos de armonización.

En general, las muestras son similares en sus características observables. Por ejemplo, la edad promedio en la muestra de Latinobarómetro de 2013 es de 40.6 años, mientras que en SEDLAC es de 42.7 años. De manera similar, el porcentaje de hombres es de 48.9 % en Latinobarómetro y de 47.6 % en SEDLAC. La principal diferencia surge del nivel educativo. En promedio, la muestra de SEDLAC tiene un nivel educativo más alto: el 46.1 % de la población tiene educación secundaria o más, mientras que esta cifra es de 38.8 % en Latinobarómetro.

Cuadro B5: Estadísticas Descriptivas en Latinobarómetro y SEDLAC, 2013 (Países Seleccionados)

	Media		Desv. Est.		Observaciones	
	Latinob. (1)	SEDLAC (2)	Latinob. (3)	SEDLAC (4)	Latinob. (5)	SEDLAC (6)
Panel A. Sociodemográfico						
Edad	40.59	42.68	16.43	17.25	14,855	1,004,894
Hombre (%)	48.97	47.63	0.50	0.50	14,855	1,004,894
Casado o en unión civil (%)	56.77	36.41	0.50	0.48	14,804	915,117
Panel B. Educación y mercado laboral						
Alfabetizado (%)	91.18	92.17	0.28	0.27	14,855	1,004,744
Educación secundaria o más (%)	38.83	46.11	0.49	0.50	14,855	1,001,672
Económicamente activo (%)	65.14	68.66	0.48	0.46	14,855	1,004,718
Desempleado (%)	5.78	4.08	0.23	0.20	14,855	1,004,718
Panel C. Activos y servicios						
Acceso a alcantarillado (%)	68.76	63.41	0.46	0.48	13,799	975,726
Automóvil (%)	26.37	21.09	0.44	0.41	11,612	643,350
Computadora (%)	46.55	47.82	0.50	0.50	12,747	894,003
Refrigerador (%)	82.76	88.89	0.38	0.31	12,763	894,003
Propietario de vivienda (%)	74.09	69.64	0.44	0.46	14,761	1,003,306
Celular (%)	86.91	91.78	0.34	0.27	12,754	896,079
Lavadora (%)	60.49	56.88	0.49	0.50	11,816	848,350
Teléfono fijo (%)	40.22	39.47	0.49	0.49	12,736	896,425

Nota: Este cuadro compara las características observables de los individuos en Latinobarómetro y SEDLAC. Las estadísticas descriptivas se calcularon sobre una muestra restringida (individuos mayores de 18 años) para garantizar la comparabilidad entre ambas bases de datos, agrupando datos de 14 países en 2013: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Honduras, Panamá, Perú, Paraguay y Uruguay.

C. La Descomposición de Oaxaca-Blinder

El punto de partida para descomponer los cambios en las percepciones de injusticia entre 2002 y 2013 es la siguiente ecuación:

$$\text{Unfair}_{ict} = \beta_t X_{ict} + \gamma_t \text{Gini}_{ct} + \varepsilon_{ict} \quad \text{para } t \in \{2002, 2013\}, \quad (\text{C1})$$

donde t indica el año en que se relevan las percepciones y X_{ict} es un vector que contiene controles a nivel individual. La fracción de individuos que perciben la distribución del ingreso como injusta en el año t puede calcularse como

$$\overline{\text{Unfair}}_t = \hat{\beta}_t \bar{X}_t + \hat{\gamma}_t \overline{\text{Gini}}_t \quad \text{para } t \in \{2002, 2013\}, \quad (\text{C2})$$

donde $\bar{X}_t$ es un vector de valores promedio de las variables explicativas en el año t , y $\hat{\beta}$ es el vector de coeficientes estimados por MCO. El cambio en las creencias de injusticia entre 2013 y 2002 está dado por

$$\underbrace{\overline{\text{Unfair}}_{2013} - \overline{\text{Unfair}}_{2002}}_{\equiv \Delta \text{Unfair}} = (\hat{\beta}_{2013} \bar{X}_{2013} + \hat{\gamma}_{2013} \overline{\text{Gini}}_{2013}) - (\hat{\beta}_{2002} \bar{X}_{2002} + \hat{\gamma}_{2002} \overline{\text{Gini}}_{2002}) \quad (\text{C3})$$

Sumar y restar $\hat{\beta}_{2002} \bar{X}_{2013} + \hat{\gamma}_{2002} \overline{\text{Gini}}_{2013}$ a la ecuación (C3) arroja

$$\begin{aligned} \Delta \text{Unfair} = & \underbrace{\hat{\beta}_{2002} (\bar{X}_{2013} - \bar{X}_{2002})}_{\equiv \Delta \text{Demog.}} + \underbrace{\hat{\gamma}_{2002} (\overline{\text{Gini}}_{2013} - \overline{\text{Gini}}_{2002})}_{\equiv \Delta \text{Gini}} \\ & + \underbrace{\bar{X}_{2013} (\hat{\beta}_{2013} - \hat{\beta}_{2002}) + \overline{\text{Gini}}_{2013} (\hat{\gamma}_{2013} - \hat{\gamma}_{2002})}_{\text{Residual}} \end{aligned} \quad (\text{C4})$$

Los dos primeros términos de la ecuación (C4) se conocen habitualmente como el “efecto composición”. Estos efectos capturan la diferencia entre las percepciones promedio en 2002 y las percepciones contrafácticas de 2013 si los $\hat{\beta}$ y $\hat{\gamma}$ —es decir, la elasticidad de las percepciones respecto de las distintas covariables—se hubieran mantenido constantes durante el período 2002–13. El primer término captura las diferencias en variables demográficas a nivel individual que determinan las percepciones de injusticia en el modelo (como el nivel educativo, la edad y la situación laboral). El segundo término captura los cambios en las tendencias agregadas de la desigualdad del ingreso.

El tercer término de (C4) refleja la diferencia entre las percepciones de justicia promedio en 2013 y las percepciones de justicia contrafácticas en 2002 con los atributos observables de 2013. Así, este componente refleja los cambios en las percepciones de justicia debidos a cambios en la elasticidad de las distintas covariables entre ambos años. Dado que no podemos explicar por qué cambiaron los coeficientes asociados a cada variable, este término suele considerarse como la parte “no explicada” de la descomposición y se trata como el residuo de la descomposición.