
La preferencia por la desigualdad y el ascenso de gobiernos de derecha en América Latina: una aproximación econométrica a la hipótesis de Dubet

Demian Panigo

UNLP-UNDAV
panigo@gmail.com

Kevin Castillo

UNLP
kev.castillo90@gmail.com

Nicolás Monzón

UNLP-UNDAV
nicolas_monzonl@hotmail.com

The preference for inequality and the rise of the right-wing governments in Latin America: an econometric approach to the Dubet's hypothesis

A preferência pela desigualdade e a ascensão dos governos de direita na América Latina: uma abordagem econométrica à hipótese de Dubet

Fecha de recepción: 4 de octubre de 2018

Fecha de aceptación: 13 de febrero de 2019

Resumen

Con la crisis financiera internacional, se verifica a escala global una intensificación del proceso de renacimiento de movimientos conservadores con nuevas derivas fascistas (Nye, 2017). En nuestra región, el retorno de expresiones de extrema derecha en países como Argentina, Brasil, Chile o

Perú son muestras de lo que algunos autores llaman *el fin del ciclo progresista* (Svampa, 2017). La especificidad del caso latinoamericano no permite extrapolar acriticamente los análisis teóricos obtenidos para los países desarrollados (Blee y Creasap, 2010), sino que exige incorporar otras hipótesis que contemplen la problemática regional. En este sentido, el objetivo de la presente investigación consiste en aportar evidencia empírica cuantitativa para la hipótesis de Dubet (2014) sobre la *preferencia por la desigualdad* y contribuir al análisis de las nuevas expresiones conservadoras que se imponen por vía electoral en una región donde el bienestar se incrementó sostenidamente en la década anterior con gobiernos progresistas.

Palabras clave: preferencia por la desigualdad; bienestar; América Latina; nuevas expresiones conservadoras; GSREG.

Códigos JEL: D63; I31; N36; C43; C52.

Abstract

With the international financial crisis, an intensification of the conservative movements reborn process (with new fascist drifts) is verified on a global scale (Nye, 2017). In our region, the return of extreme right-wing expressions in countries such as Argentina, Brazil, Chile or Peru are examples of what some authors call *the end of the progressive cycle* (Svampa, 2017). The specificity of the Latin American case does not allow the theoretical analyzes obtained for developed countries to be naively extrapolated (Blee and Creasap, 2010), but requires incorporating other hypotheses to address regional features. In this sense, the objective of our research is to provide quantitative empirical evidence for the Dubet's hypothesis (2014) about the *preference for inequality* and contribute to the understanding of the new conservative expressions that win elections in a region where well-being has steadily increased in the last decade with progressive governments.

Keywords: preference for inequality; well-being; Latin America; new conservative expressions; GSREG.

JEL codes: D63; I31; N36; C43; C52.

Resumo

Com a crise financeira internacional, verifica-se uma intensificação do processo de renascimento dos movimentos conservadores (com novas recursos fascistas) em escala global (Nye, 2017). Em nossa região, o retorno de expressões de extrema direita em países como Argentina, Brasil, Chile e Peru são exemplos do que alguns autores chamam *o fim do ciclo progres-*

sista (Svampa, 2017). A especificidade do caso latino-americano não permite uma extrapolação acrítica das análises teóricas obtidas para os países desenvolvidos (Blee e Creasap, 2010), mas requer a incorporação de outras hipóteses que tratam de questões regionais. Neste sentido, o objetivo desta pesquisa é fornecer evidência empírica quantitativa para a hipótese de Dubet (2014) sobre a preferência pela desigualdade e contribuir para a análise de novas expressões conservadoras vitoriosas nas eleições em uma região onde o bem-estar aumentou constantemente na década anterior com os governos progressistas.

Palavras-chave: desigualdade; bem-estar; América Latina; Gini; novas expressões conservadoras; GSREG.

Códigos JEL: D63; I31; N36; C43; C52.

Introducción

Los triunfos electorales de Pedro Pablo Kuczynski en el Perú y de Mauricio Macri en la Argentina, que continuaron luego con Sebastián Piñera en Chile, Juan Orlando Hernández en Honduras, y la reciente victoria de Jair Bolsonaro en el Brasil, constituyen un marcado desplazamiento de izquierda a derecha en el péndulo político de América Latina y configuran un cambio de época que algunos autores llaman *el final del ciclo pogramista*¹ (Svampa, 2017). Estos resultados electorales consolidan lo que previamente se había esbozado por vías antidemocráticas en países como Honduras, Paraguay y el propio Brasil (Zeballos y Pais, 2016).

El auge de movimientos conservadores en Europa, Estados Unidos y en América Latina es síntoma y consecuencia de la paulatina puesta en cuestión del orden liberal a escala nacional e internacional (Nye, 2017). El retorno de la derecha en América Latina se inscribe en un contexto global en el que las propuestas xenófobas y separatistas se generalizan con éxito electoral en ambos lados del Atlántico: el triunfo electoral de Donald Trump (Pierson, 2017), los movimientos xenófobos de Europa del Este (Polonia, Hungría, Eslovaquia y República Checa) en contra de los procesos migratorios y de re-

1- Otro caso paradigmático es el viraje hacia la derecha de Lenin Moreno, continuidad presidencial de Rafael Correa, que no representa un cambio de coalición sino que endurece el discurso liberal dentro del mismo partido (Moscoso, 2017).

fugiados (Rydgren, 2017), el proceso de salida del Reino Unido de la Unión Europea (*brexit*) (Szczerbiak y Taggart, 2017) y la llamada *revolución naranja* llevada adelante en Ucrania (Kuzio, 2017), entre otros procesos similares que se extienden a lo largo y a lo ancho del hemisferio occidental.

Para el caso de América Latina, este progresivo cambio de época no solo se refleja en los procesos electorales sino también en las muestras de rechazo masivo a ciertas medidas que tienden a romper la concentración de riqueza y la desigualdad que presenta la región: el *lock out* agropecuario y bloqueo de rutas en 2008 en la Argentina por la resolución de retenciones móviles (Hora, 2010); las movilizaciones por el impuesto a la herencia en Ecuador en 2015 (Peralta, 2015); y el conflicto de reforma estructural de la industria minera de Bolivia en 2016, que culminó con el asesinato de un viceministro (Schneider, 2017). Todas estas manifestaciones fueron apoyadas por las clases populares y, en algunos casos, por partidos de izquierda.

Ante esta situación surge un desafío interesante en términos académicos y políticos, que es entender por qué los sectores conservadores llegan al poder por vías democráticas y cómo logran captar a la población con consignas propias de posiciones minoritarias.

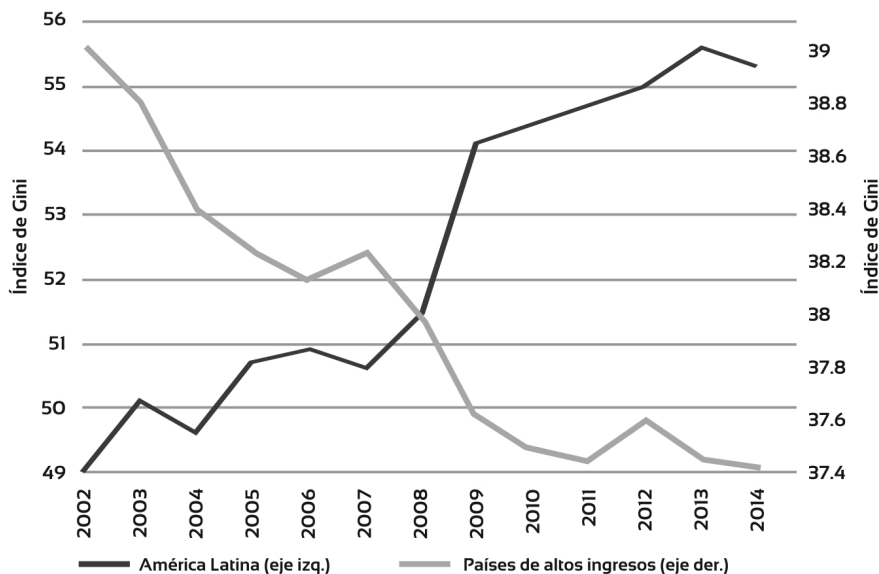
Con respecto de esta problemática, existe una abundante literatura en la sociología y las ciencias políticas que enfatizan el rol de la comunicación de los movimientos neofascistas y su estrategia de manipulación de la opinión pública a través de dos canales complementarios (Becerra, 2014): los medios masivos de comunicación para movilizar a la población sobre la base de la indignación ante casos de corrupción, el aliento a la xenofobia o la ampliación del miedo a las consecuencias de la crisis económica; y las redes sociales para interpelar a la población con discursos personalizados que no entran en contradicción por la naturaleza del canal de comunicación utilizado, y que permiten transgredir las reglas sociales en materia de comunicación y discurso político.

Esta estrategia de análisis es la predominantemente utilizada en la academia para examinar el renacimiento de la extrema derecha en los países desarrollados, en donde la crisis económica, los problemas distributivos, las debilidades de los partidos políticos tradicionales y las nuevas herramientas de comunicación dieron lugar a la reinstalación *aggiornada* de la agenda conservadora (Mudde, 2013).

Sin embargo, el caso de América Latina resulta paradigmático, ya que la reducción de la desigualdad y el progreso en las condiciones de vida la población fueron rasgos característicos de los gobiernos progresistas que

confluyeron a comienzos de siglo (Amarante, Galván y Mancero, 2016), y a pesar de ello el resultado en términos políticos fue similar al señalado para los países desarrollados. De hecho, siguiendo a Boyer (2016), América Latina fue la única región del planeta que entre 2002 y 2015 logró revertir su dinámica previa, exhibiendo elevadas tasas de crecimiento junto con una reducción sin precedentes en los niveles de desigualdad. Esto es lo que el autor llama la *paradoja de América Latina* (Boyer, 2016) y que podemos visualizar en el gráfico 1.

Gráfico 1. La cruz de la desigualdad y la paradoja de América Latina



Fuente: elaboración propia en base a datos de CEPAL, CEDLAS, UTIP-UNIDO.

Países de altos ingresos: Australia, Austria, Bélgica, Bulgaria, Canadá, República Checa, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Islandia, Irlanda, Italia, Lituania, Luxemburgo, Holanda, Nueva Zelanda, Noruega, Polonia, Portugal, Eslovaquia, Eslovenia, España, Suecia, Suiza, Reino Unido, Estados Unidos.

Países de América Latina: Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay, Venezuela, RB.

Existe amplio consenso en que la desigualdad tiene efectos negativos sobre las condiciones de vida de la población. Wilkinson y Pickett (2015) demuestran la relación negativa que existe entre indicadores objetivos de bienestar (como esperanza de vida, enfermedades mentales, obesidad, mortalidad infantil, partos adolescentes, homicidios, encarcelamiento, educación) y el nivel de desigualdad en la distribución del ingreso.

Sin embargo, la *paradoja de América Latina* pareciera indicar que las condiciones materiales de vida no tendrían el mismo peso que en otras épocas a la hora de determinar las condiciones subjetivas que motorizan los cambios sociales. Se hace sumamente necesario incorporar otro enfoque para analizar la reversión del orden político. Para el caso específico latinoamericano es necesario incorporar una hipótesis complementaria (a las explicaciones paradigmáticas utilizadas en los países desarrollados) que permita entender la transición hacia gobiernos conservadores en "*ausencia de condiciones materiales habilitantes*"². El objetivo de la presente investigación consiste en aportar la primera evidencia empírica para América Latina respecto de la hipótesis complementaria de François Dubet (2014): la mayor aceptación de estrategias de comunicación que fomenten el apoyo a propuestas de derecha en América Latina y otros países del mundo se encuentra directamente relacionada a la consolidación estructural de una creciente preferencia por la desigualdad fundamentada en la erosión de los principios de fraternidad asociada a la des-salarización de la relación laboral y la creciente percepción de riesgo de desclasamiento. Es por esto que emerge un proceso de competencia interna y de pérdida de los lazos de solidaridad que culmina con la apropiación de consignas destructivas propias de movimientos políticos conservadores (preocupación por el orden/inseguridad, competencia desleal de algún "otro" amenazante, ascenso social "injusto", etc.). Con la ayuda de nuevas herramientas econométricas y una base de datos aún inexplorada para este tipo de abordaje, este trabajo busca analizar la relación entre bienestar subjetivo y la desigualdad de ingresos para el periodo 2009-2017, con información disponible para 14 países de la región.

2- Es importante remarcar aquí que el término "*ausencia de condiciones materiales habilitantes*" debe entenderse en términos dinámicos, es decir, en ausencia de deterioro de las condiciones de vida. Esta salvedad es importante porque en América Latina, la región más desigualdad del planeta, siempre han existido, incluso con los gobiernos progresistas, condiciones materiales habilitantes de carácter estructural para que los pueblos busquen recurrentes cambios de gobiernos, en tanto y en cuanto estos no logran eliminar definitivamente la pobreza de nuestra región.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se presenta el marco teórico, con un repaso de los aportes provenientes de la sociología, las ciencias políticas y la economía, y la presentación de un esquema analítico complementario basado en la hipótesis de Dubet (2014). En la sección siguiente se describen los datos y la metodología a utilizar en el análisis empírico. A continuación, se presentan y examinan los resultados de las distintas regresiones econométricas, evaluando su utilidad para el rechazo o soporte de la hipótesis de trabajo. El documento finaliza luego con las conclusiones, en las que se vuelven a examinar los resultados en términos de su potencial utilización para la acción política.

1. Marco teórico

1.1. El enfoque paradigmático

Desde fines de los años '70, con la caída de Bretton Woods, los shocks petrolero-inflacionarios y la puesta en cuestión del Estado de Bienestar en los países desarrollados (Mishra, 1984), y más intensamente desde mediados de los años '90, con la caída del muro de Berlín y la emergencia del "Consenso de Washington" como intento de eje rector para la política económica del tercer mundo (Williamson, 1993), se observa una creciente expansión de los movimientos y partidos políticos que reivindican posicionamientos de extrema derecha que solo tenían una relevancia geográfica marginal desde la finalización de la Segunda Guerra Mundial³.

En general, autores como Durham (2007) sostienen que estos movimientos se caracterizan más por lo que rechazan que por lo que apoyan: son anti-gay, anti-abortistas, anti-educación sexual, anti-feministas, anti-inmigrantes, anti-minorías étnicas, anti-política, anti seguridad-social, anti-ambientalistas, anti-comunistas, anti-regulación estatal, anti-agnósticos o ateos. Entre las pocas consignas positivas que suelen identificarlos se destaca la tríada libertad, familia y propiedad (Butler, 2006).

La nueva expansión de este tipo de ideas en Europa y Estados Unidos tiene diversas raíces, pero la literatura reciente destaca la combinación de ciertas condiciones materiales (incremento secular de la desigualdad, crisis financiera internacional y relativa incapacidad de los partidos políticos tradicionales para hacer frente a estas problemáticas), con el *aggiornamento* de la agenda histórica de la extrema derecha (retomando el tradicional discurso

3- Siendo el caso más paradigmático la dictadura franquista en España (Campos y Saz, 2004).

del miedo, la anti-política y la xenofobia pero desde enfoques renovados: corrupción política a escala global -Panamá Papers-, inseguridad urbana, y renovación del "otro amenazante" desde nuevos clivajes raciales hasta grietas por preferencias sexuales o identidad de género) y la emergencia de nuevas oportunidades de difusión de ideas radicales en los medios masivos de comunicación y los diversos canales de "social-media" (enfaticando conceptos claves como la tabloidización del debate político, la utilidad de la virtualidad para rediseñar el "discurso del odio" y la potencialidad de la ingeniería en redes sociales para personalizar el discurso con mensajes mutuamente excluyentes sin riesgo de visibilizar de las contradicciones⁴).

Más precisamente, la literatura especializada señala que la emergencia de los nuevos movimientos de derecha estructura su estrategia general de comunicación de manera homogénea, más allá de las especificidades locales siempre existentes, sobre la base de ciertos ejes transversales de identificación. Para el caso europeo, esos ejes se asociarían a la corrupción política, la crisis económica y el "flagelo de la inmigración" (Rydgren, 2005). Entre los estudios que aportan evidencia empírica específica al respecto se destacan los trabajos de Ivarsflaten (2008) y Knigge (1998). Examinando protestas sociales en siete países de la región, el primero sostiene que ningún partido de derecha pudo tener éxito electoral sin recurrir a movilizaciones en contra de los inmigrantes. Por su parte, el segundo estudio implementa un modelo econométrico para datos de panel alcanzando resultados similares en lo referente a la relación entre inmigración y votos de partidos de extrema derecha, pero agregando además evidencia respecto de la exitosa utilización electoral del descontento social en contra de la clase política.

En relación con las especificidades comunicacionales que contribuirían a la emergencia de movimientos de ultraderecha es dable mencionar en primera instancia las contribuciones de Mudde (2013) y Mazzoleni (2003, 2008) acerca de la tabloidización de los programas políticos en los medios masivos de comunicación. Con evidencia empírica complementaria, estos autores sostienen que en las últimas décadas ha existido una transformación de los medios de comunicación masiva, especialmente en lo referente al modo de tratamiento de los temas políticos. A partir de esta transformación se apreciaría una progresiva confluencia entre los programas de espectáculos y los de discusión política, en donde el rating actúa como organizador de

4- Cfr. gráfico 2.

una metodología de discusión en la cual el estilo de presentación emocional, conflictivo y radicalizado de los representantes de extrema derecha tiene más aceptación y, por lo tanto, minutos al aire. Por otra parte, autores como Ben-David y Matamoros-Fernández (2016) alertan sobre la oportunidad de la virtualidad de las redes sociales para la difusión de discursos radicalizados que la extrema derecha utiliza para captar nuevos adherentes sin poder ser censurados por las regulaciones socialmente consensuadas que sí se aplican en los medios masivos de comunicación.

Gráfico 2. Abordaje teórico paradigmático para explicar el renacimiento de la xenofobia y el conservadurismo a escala global



Fuente: elaboración propia.

La combinación de todos los factores previamente mencionados conlleva a la creación de un "caldo de cultivo" propicio para el renacimiento de ideas y partidos ultraderechistas que se han reproducido de ambos lados del Atlántico por efectos de aprendizaje y mimetización (cfr. Rydgren, 2005).

Este enfoque paradigmático termina de delinarse con el agregado más reciente de la visión geopolítica respecto de las intervenciones cruzadas de distintas potencias mundiales en procesos electorales diversos (por ejemplo, EE.UU- Timoshenko, Rusia-Trump, EE.UU-Bolsonaro).

1.2. La paradoja latinoamericana y la hipótesis de Dubet

Aun cuando gran parte de los elementos analíticos mencionados en el enfoque paradigmático colaboren a explicar un cambio de época en América Latina, existe un factor disonante transcendental que ya fuera mencionado en la introducción del presente estudio. A diferencia de lo que ocurre en Europa y Estados Unidos, los triunfos electorales de candidatos de derecha y extrema derecha en América Latina no se verificaron en contextos de “condiciones materiales habilitantes” (Boyer, 2016). Por el contrario, la gran mayoría de los países de la región que votaron por un cambio de régimen en favor de propuestas conservadoras venían de experimentar más una década de incremento sostenido en la mayor parte de los indicadores de bienestar social (objetivos), destacándose en esta dinámica el notable descenso de la desigualdad (Panigo, Monzón y Monteagudo, 2017). Esta “paradoja latinoamericana” se explica en ocasiones como resultado de la intensificación de los ejes extraeconómicos del enfoque tradicional⁵.

Aun cuando esta hipótesis del “engaño masivo” pueda ser válida para millones de electores latinoamericanos, Francois Dubet (2014) nos provee un enfoque complementario al introducir el concepto de “preferencia por la desigualdad” como parte de la crisis de fraternidad que existe en sociedades post-salariales, entendiendo por tal concepto a las economías en donde la relación salarial se expresa mayoritariamente por condiciones de trabajo informal o empleo terciarizado/precarizado (Godio, 2001). Para el filósofo francés, la transformación de sistema de producción global sobre la base de los nuevos acuerdos de libre comercio que son impulsados por las grandes corporaciones multinacionales a través del enfoque de Cadenas Globales de Valor, ha generado una profunda mutación en las relaciones del trabajo

5- Por ejemplo, la capacidad de los medios masivos de comunicación y las estrategias complementarias de marketing político a través de redes sociales de imponer la agenda de la corrupción política y la xenofobia en conjunto con una innovadora articulación con la “política de la esperanza” que, cual relato bíblico, intenta convencer a la población que los sufrimientos presentes son indispensables para un bienestar futuro superior (Machado, Kira, Hirsch, Marchal, Kollanyi, 2018; Plutt, 2017).

que se evidencia principalmente en la heterogeneización de las trayectorias y condiciones laborales. Ello degrada la conciencia de clase y dificulta la profundización y consolidación de sentimientos fraternos (amenazados crecientemente por la “sospecha meritocrática”) que resultan indispensables para el apoyo social a las políticas redistributivas. En sus propias palabras:

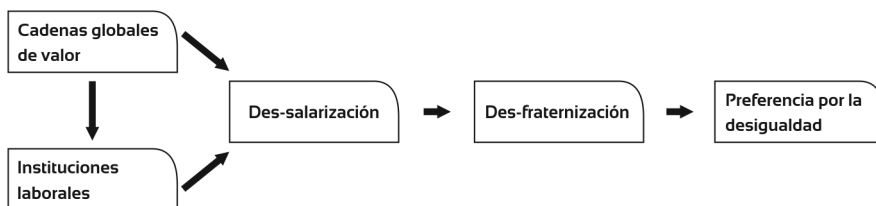
La antigua estructuración de las desigualdades en clases sociales organizaba un mundo muy desigualitario, pero en él cada grupo podía apoyarse en su cultura y su conciencia de clase. Cada uno de esos mundos podía percibirse, no sin ilusión, como relativamente homogéneo y separado de los otros por una barrera, una gran distancia social y cultural. “Nosotros los obreros” y “nosotros los burgueses” no vivimos juntos; no somos semejantes y no corremos el riesgo de toparnos unos con otros... Por eso las desigualdades de clase podía manifestarse como un orden social injusto, pero también como un orden estable en el cual se atribuía a cada quien una posición y una identidad. (Dubet, 2014: 26)

Los lazos y sentimientos de solidaridad no son datos naturales de la historia y la cultura, aunque se tienda a percibirlos de este modo. Son el producto de largas construcciones económicas y políticas, pero también de prolongadas construcciones de relatos que terminan por forjar los imaginarios de la fraternidad necesarios para los progresos de la igualdad (Dubet, 2014: 55).

[...] Cabe preguntarse si la profundización de las desigualdades no es producto del debilitamiento de la solidaridad. Al sentir cada vez menos solidarios aceptamos las desigualdades que no nos incumben directamente y hasta las deseamos porque nos protegen de los otros que son percibidos como amenaza y riesgo. (Dubet, 2014: 15)

En términos esquemáticos, presentamos el siguiente gráfico:

Gráfico 3. Esquema analítico para la hipótesis de “preferencia por la desigualdad”



Fuente: elaboración propia.

En consonancia con la hipótesis de la “preferencia por la desigualdad”, la literatura económica muestra un consenso que ha ido creciendo en el tiempo sobre la base de que el bienestar de los individuos no depende exclusivamente de su propia realidad, sino también de su posición relativa con respecto a otros individuos de la sociedad. Este debate no es nuevo y es posible remontarnos a los propios inicios de la economía como disciplina, tal y como lo expresa Adam Smith en su libro *“The theory of moral sentiments”*:

Nothing is so mortifying as to be obliged to expose our distress to the view of the public, and to feel, that though our situation is open to the eyes of all mankind, no mortal conceives for us the half of what we suffer. Nay, it is chiefly from this regard to the sentiments of mankind, that we pursue riches and avoid poverty. (Smith, 1976)

El proceso de formalización de estas ideas fue popularizado por el economista estadounidense James Duesenberry, referente para los desarrollos post-keynesianos en teorías del consumo (cfr. Palley, 2010), quien en su libro *“Income-consumption relations and their implications”* confronta con la hipótesis marginalista habitual de una función de utilidad que depende exclusivamente del ingreso percibido por los individuos o el consumo personal. La influencia de la situación relativa de los pares en el bienestar (medido por el consumo, en este caso) es explicada por el autor en esta famosa cita: “The strength of any individual’s desire to increase his consumption expenditure is a function of the ratio of his expenditure to some weighted average of the expenditures of others with whom he comes into contact.” (Duesenberry, 1948)

El planteo de Duesenberry es, en definitiva, que el bienestar de los individuos se incrementa ante una variación positiva de los ingresos propios, pero también hay un componente relativo por el cual se compara el ingreso percibido con un promedio del ingreso de los demás, incorporando percepciones subjetivas.

Esta misma idea puede encontrarse incluso en ciertos autores neoclásicos que exploran la posibilidad de funciones de utilidad no tradicionales. En esta línea argumental encontramos las funciones de utilidad de Hopkins (2008):

$$U=U(z_i, z_{(-i)}) \quad (1)$$

En donde z_i representa o el ingreso o el consumo individual, y $z_{(-i)}$ representa el ingreso o consumo de una población de individuos que puede pensarse como un vector $(z_1, z_2, \dots, z_{(i-1)}, z_n)$. El análisis posible que parte de esta sencilla función de utilidad es sobre el signo que pueda tener

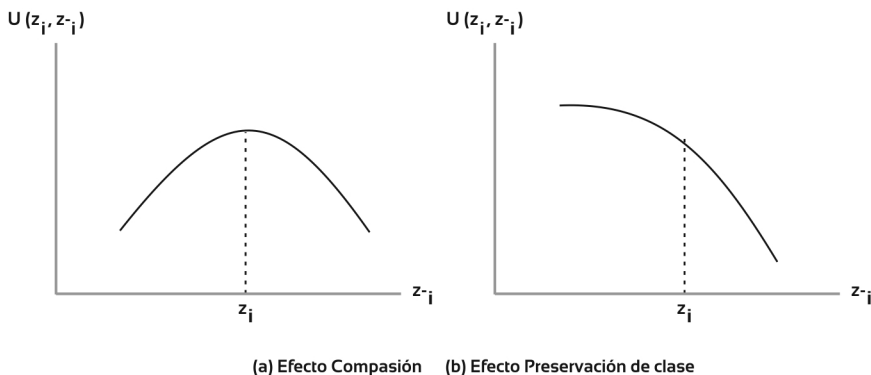
$(\partial U(z_i, z_{-i}))/\partial z_j$. Aquí tenemos dos opciones:

- en primer lugar, $(\partial U(z_i, z_{-i}))/\partial z_j$ con $z_j > z_i$, lo que permite examinar que ocurre con la utilidad o bienestar del individuo cuando incrementa el ingreso de alguien más “rico”;

- en segundo lugar, el signo de $(\partial U(z_i, z_{-i}))/\partial z_j$ con $z_j < z_i$, es decir, que ocurre con la utilidad cuando aumenta el ingreso de alguien más “pobre”.

Con respecto al primer punto, no existe debate en cuanto al impacto negativo (sobre la función de utilidad propia) que deviene de un aumento en el ingreso de alguien más rico. Sin embargo, el consenso es menor cuando se piensa en el signo de la segunda derivada: algunos autores como Friedman y Ostrov (2008) afirman que $(\partial^2 U(z_i, z_{-i}))/\partial z_j^2 < 0$ con $z_j < z_i$ (por efecto “orgullo” o “preservación de clase”), mientras que otros afirman que un aumento del ingreso de los más pobres conlleva un efecto positivo en la utilidad propia $(\partial^2 U(z_i, z_{-i}))/\partial z_j^2 > 0$ (cuando $z_j < z_i$, efecto “compasión”).

Gráfico 4. Funciones de utilidad alternativas con respecto al ingreso relativo



Fuente: elaboración propia.

En el panel (a) del gráfico 4 se representa una función de utilidad con “preferencia por la igualdad” (con relación al ingreso de los pobres) y en el panel (b), una función de utilidad que cumple con la hipótesis de Dubet.

Formalizaciones del estilo podemos encontrar en los trabajos de Boskin y Sheshinski (1978), Abel (1990), Graham (1994), Harbaugh (1996) y Palley (2010). Si bien el debate acerca de cómo se determina la distribución del

ingreso no es incorporado explícitamente en la función de utilidad mencionada, entre otras limitaciones del enfoque utilitarista, tal y como critica Sen (1979), esta formulación logra captar la idea de general de la hipótesis examinada.

2. Datos y metodología

Existe un extenso desarrollo en técnicas de medición del *Subjective Well-Being* (SWB o bienestar subjetivo) en base a encuestas y desarrollos econométricos, sobre todo buscando la relación que tiene el bienestar individual subjetivo con el bienestar de los pares de la sociedad. Esta literatura data de la década del '60 y fue puesta en práctica en un trabajo de Morawetz, Atia, Bin-Nun, Felous y Gariplerden (1977). Otro de los trabajos importantes fue el de Richard Easterlin (1974), en el que se testea la relación entre la felicidad de las personas y su ingreso, en 19 países del mundo, desarrollados y no desarrollados.

La metodología para medir la relación entre inequidad de ingresos y felicidad es variada en la literatura. Evans, Hout y Mayer (2004) mencionan al menos tres desafíos (o potenciales errores) a los que se enfrentan los investigadores en el estudio de la desigualdad de los ingresos y bienestar subjetivo: el nivel de agregación, las medidas de desigualdad y el proceso de estimación. El coeficiente de Gini es el indicador más usado para estudios de desigualdad y SWB, y por tal motivo ha sido seleccionado como variable de interés para la presente investigación.

Existe un debate relacionado con la percepción de la desigualdad a partir de variables de índole macroeconómicas. Es difícil que los individuos tengan presente en su cotidianidad lo que está sucediendo con ciertas variables macro, como puede ser el índice de Gini u otros índices. Sobre estas variables -excepto quizás en un momento particular del tiempo como el momento de votar- es posible que los individuos no posean la suficiente información para demostrar sus preferencias (Graham y Felton, 2006). No obstante, muchos trabajos han intentado estimar la felicidad o bienestar subjetivo de las personas incorporando variables macroeconómicas como la inflación (Di Tella, MacCulloch y Oswald, 2001), el crecimiento (Easterlin, 1974) y el desempleo (Eggers, Gaddy y Graham, 2006), creando el nexo entre lo macro y lo micro. Siguiendo esta línea de investigación, en el presente trabajo utilizaremos medidas agregadas ya que entendemos son de público conocimiento para la población (difundidas por prensa sobre la base de informes de las oficinas de estadística oficiales o centros de investigación).

Existe otro punto conflictivo con el uso de datos subjetivos como el SWB. Muchos investigadores descreen de estos datos y han inclinado sus trabajos a la relación entre la desigualdad y dimensiones materiales que puedan ser medidas, como es el caso de la mortalidad o la salud de los individuos (Marmot, 2004; Deaton, 2003). A pesar de esto, el bienestar subjetivo se ha convertido en un tema común en la academia. Desde los primeros trabajos en la década del '60, preguntas sobre felicidad individual son ítems específicos de programas internacionales de encuestas como el *Euro-barometer* (desde 1973), el *World Value Survey* (desde 1980), o el *European Welfare Survey*, entre otras (Kalmijn y Veenhoven, 2005). El campo del SBW tiene raíces profundas en la investigación por encuestas y la técnica utilizada más comúnmente es la escala de felicidad que reportan los individuos. Estas medidas poseen propiedades psicométricas adecuadas, exhiben buena consistencia interna, moderada estabilidad y una apropiada sensibilidad a cambios en las circunstancias de vida (Diener, Suh, Lucas y Smith, 1999).

Los datos utilizados para testear la relación entre bienestar subjetivo y desigualdad en los países de América Latina, teniendo en cuenta estas salvedades metodológicas, son los siguientes:

1) las variables *subjetivas* son extraídas de las series de felicidad y bienestar subjetivo auto-reportado del *World Happiness Report* (Helliwell, Layard y Sachs, 2017), encuesta histórica sobre el estado de la felicidad global realizada por el *Gallup World Poll* en 155 países del mundo. Las variables⁶ utilizadas son las siguientes:

1.1) Nuestra variable dependiente es el SWB medido por *el Life Ladder*, la cual mide, en valores del 1 al 10⁷, el nivel de felicidad o bienestar subjetivo de las personas encuestadas.

1.2) *Espec_vida (Healthy Life Expectancy Birth)*, es decir, la expectativa de vida saludable al nacer, variable basada en datos de la Organización Mundial de la Salud y del World Development Indicators (WDI).

6- Los valores utilizados de estas variables representan el promedio simple de las respuestas para la población en cada año correspondiente. Entre paréntesis se encuentran los nombres originales del cuestionario.

7- La pregunta realizada es la siguiente: "Por favor, imagina una escalera, con pasos numerados desde 0 en la parte inferior a 10 en la parte superior. La parte superior de la escalera representa el máximo nivel de felicidad posible para usted y la parte inferior de la escalera representa el peor posible. ¿En qué escalón de la escalera dirías que te sientes en este momento?" (Helliwell, J. et al., 2017).

1.3) Libertad (*Freedom to make life choices*) es el promedio nacional de respuestas a la siguiente pregunta: "¿está satisfecho o insatisfecho con la libertad para elegir qué hacer con su vida?".

1.4) Corrupción (*Perceptions of corruption*) es la medida es el promedio nacional de la respuesta a las siguientes dos preguntas de la encuesta: "¿es la corrupción generalizada dentro del gobierno o no?" y "¿es la corrupción algo generalizado de las empresas o no?". La percepción general es el promedio de ambas respuestas.

1.5) Positivos (*Positive affect*) es definido como el promedio de tres medidas positivas de afecto o estados de ánimo en la encuesta que surgen de las siguientes preguntas: "¿experimentó los siguientes sentimientos (felicidad, risa y diversión) durante mucho tiempo el día de ayer?", "¿sonrió mucho ayer?" y "¿se divirtió mucho ayer?".

1.6) Negativos (*Negative affect*), definida, al igual que la variable anterior, como un promedio de tres medidas de afectos negativos o estados de ánimo. Las preguntas tienen que ver con haber (o no) experimentado el día anterior preocupación, tristeza o enojo, factores que se espera que repercuten negativamente en el índice de bienestar;

1.7) Confianza (*Confidence in national government*), el promedio de respuestas a la pregunta "¿tiene confianza en el gobierno nacional?";

1.8) Democracia (*Democratic quality*) y CalidadGob (*Delivery quality*), las cuales son medidas de gobernanza basadas en el proyecto *Worldwide Governance Indicators* (WGI) de Kaufmann, Kraay y Mastruzzi (2011). Los datos originales tienen seis dimensiones: Voz y Responsabilidad, Estabilidad Política y Ausencia de Violencia, Efectividad del Gobierno, Calidad Regulatoria, Estado de Derecho y Control de la Corrupción. Los indicadores se encuentran aproximados en una escala con media cero y una desviación estándar de 1. Se reduce el número de dimensiones a dos utilizando el promedio simple de las dos primeras medidas como un indicador de "Democracia", y el promedio simple de las otras cuatro medidas como un indicador de la "CalidadGob".

1.9) SoporteSocial (*Social Support*), representa el promedio de la respuesta a la pregunta "si estas en problemas, ¿tiene amigos y conocidos con los que pueda contar cuanto se encuentra en problemas o no?".

1.10) Generosidad (*Generosity*) es el promedio de la respuesta a la pregunta "¿ha donado dinero para caridad el mes pasado?"

2) En segundo lugar, las variables macroeconómicas y sociales fueron tomadas de las estadísticas brindadas por del Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), CEPAL Stats y del *World Bank*. Estas son las siguientes:

2.1) *Gini*, indica el coeficiente de Gini calculado en base al ingreso *per cápita* familiar de los países. En el caso de algunos datos faltantes como el caso de México y Chile se completó la serie con la tasa de variación de los datos de CEPAL y del *World Happiness Report*.

2.2) *10%_Rico* (*Income share held by highest 10%*), la cual representa la participación en el ingreso del decil más alto de la distribución del ingreso.

2.3) *LogPBIpc* (*Log GDP per capita*), que indica el logaritmo del PBI per cápita de los países medido a precios internacionales constantes del 2011 (PPA).

2.4) *Crecimiento* (*Growth*), la tasa de crecimiento de los países.

2.5) *Inflación* (*Inflation*), la tasa de inflación de los países.

2.6) *Desempleo* (*Unemployment*), la tasa de desempleo.

2.7) *Cae* (*Apertura*), el coeficiente de apertura comercial $((X+M)/PIB)$.

La base de datos resultante es un panel de 14 países⁸ (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Guatemala, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay) para el periodo 2009-2017.

En materia metodológica, comenzamos nuestro análisis utilizando la prueba de Hausman (1978) para examinar si las regresiones deben realizarse con estimadores de efectos fijos o aleatorios. Inicialmente, realizamos el test para el modelo que incluye como únicos regresores a nuestras variables de interés (Gini y SWB), luego para todo el set de variables comentadas anteriormente y, finalmente, para cada una de las distintas combinaciones alternativas de variables explicativas.

Una vez identificado el tipo de estimador que debe utilizarse para la selección de modelos, utilizamos el software GSREG de Stata (Gluzmann y Panigo, 2015) para estimar 131,071 regresiones correspondientes a todas las combinaciones posibles de covariables que componen el panel. Examinando conjuntamente los distintos modelos estimados, pudimos obtener la mejor combinación de variables explicativas en base a criterios usuales de información –Akaike (AIC) y su versión ajustada para muestras pequeñas (AICc)– y desarrollar un análisis de robustez a partir del promedio ponderado de modelos (Moral-Benito, 2015). Los coeficientes promedio, las pruebas t y

8- Fueron seleccionados los países con datos hasta el 2017 inclusive para que las conclusiones sean lo más contemporáneas posibles.

las estadísticas adicionales de los distintos modelos se obtuvieron utilizando ponderaciones exponenciales del criterio AIC y su versión ajustada AICc. Más precisamente, cada modelo alternativo tiene un peso dado por $w_i / \sum(w_i)$, donde w_i se define como $\exp(-\Delta_i / 2)$ y Δ_i es igual a $AIC - \min(AIC)$ ó $AICc - \min(AICc)$ de acuerdo al criterio.

3. Resultados del análisis empírico

Comenzamos el análisis empírico examinando los resultados del test de Hausman. Para la regresión que únicamente incluye a nuestras variables de interés como regresores el test arroja un p-valor de 0.331. Para el caso que incluye como co-variables al total de variables explicativas disponibles el p-valor del test es de 0.260. Ambos resultados dan cuenta de la necesidad de utilizar el estimador eficiente (y también consistente bajo la hipótesis nula corroborada: efectos aleatorios).

Finalmente, en la tabla 1 se presenta una síntesis de los resultados del test de Hausman para la distribución completa de especificaciones alternativas (nótese que solo se examinan 123.689 modelos de los 131.071 posibles debido a que en los restantes la matriz de varianzas y covarianzas no estaba semi-definida positiva y, por lo tanto, no podía estimarse correctamente el test de Hausman).

Tabla 1. Proporción de modelos FE vs RE-MLE

Estimador	al 5%		al 10%	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
FE	22.865	18,49%	27.452	22,19%
RE-MLE	100.824	81,51%	96.237	77,81%
Total	123.689	100	123.689	100

Fuente: elaboración propia en base a los resultados arrojados por GSREG.

Observamos que, para los dos valores críticos tradicionales (5% y 10%), 4 de cada 5 modelos sugieren la necesidad de utilizar el estimador de efectos aleatorios.

Como ya fuera mencionado en la sección metodológica, una vez identificado el estimador apropiado procedemos a la estimación y selección del mejor modelo explicativo para el bienestar subjetivo.

En la tabla 2 se muestran los resultados de las estimaciones de efectos

aleatorios por máxima verosimilitud (RE-MLE) obtenidos para el mejor modelo explicativo según el criterio AIC y su versión ajustada AICC; las estimaciones promedio para el total de modelos alternativos; y las estimaciones promedio de los 100 mejores modelos sobre la base de los mismos criterios informativos.

Tabla 2. Resultados para el mejor modelo explicativo y para el *Model Averaging*

	Mejor (AIC-AICC) coef.t-test		Prom. total de modelos				Prom. 100 mejores modelos			
			AIC		AICC		MA (AIC)		MA (AICC)	
			coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test
Gini	2.415**	2,00	2.889*	1,807	2.792*	1,785	2.457*	1,967	2.419*	1,937
10%_rico			0,01	0,568	0,015	0,712	0,009	0,594	0,016	0,793
Apertura			0,346	1,252	0,341	1,23	0,356	1,356	0,362	1,385
Desempleo	-0.0376*	-1,68	-0,028	-1,206	-0,025	-1,101	-0,038*	-1,676	-0,037	-1,652
inflación			0,002	0,178	0,002	0,206	-0,001	-0,101	0,000	-0,056
LogPBIpc	0.479***	3,76	0.392***	2,721	0.384***	2,709	0.458***	3,43	0.447***	3,399
Crecimiento	-0.024**	-2,35	-0.021*	-1,955	-0.02*	-1,872	-0.024**	-2,247	-0.022**	-2,138
CalidadGob			0,29	1,411	0,295	1,46	0,273	1,463	0,301	1,654
Democracia			0,049	0,266	0,059	0,316	-	-	0,139	0,736
Confianza	0.476*	1,75	0,508	1,67	0,505	1,654	0,502*	1,805	0,491*	1,773
Corrupción			-0,101	-0,207	-0,131	-0,257	0,031	0,02	-0,061	-0,142
Positivos			0,35	0,329	0,425	0,401	0,015	0,019	0,276	0,291
Negativos	-3.453***	-4,29	-3.059***	-3,435	-3.071***	-3,462	-3.265***	-3,93	-3.292***	-3,97
SoporteSocial			1,106	1,01	1,101	0,996	1,215	1,175	1,178	1,138
Espec_vida			0,043	1,116	0,047	1,245	0,043	1,113	0,054	1,519
Libertad			-0,117	-0,178	-0,125	-0,191	0,082	0,132	0,107	0,174
Generosidad	1.297***	2,71	1.314**	2,396	1.338***	2,438	1.259**	2,521	1.302**	2,575
Constante	2.173*	1,65	2.291	1,513	2.494*	1,72	1,824	1,29	2.217	1,625
Obs.	113		105		104		111		110	
AIC	60,857		67,425		67,528		62,257		62,39	
AICC	62.242		69,274		69,178		63,777		63,648	
ID	14		14		14		14		14	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10

En primer lugar, analizamos el mejor modelo explicativo. Las covariables que sobrevivieron al proceso de selección son *Gini*, *Desempleo*, *LogPBIpc*, *Crecimiento*, *Confianza*, *Negativos* y *Generosidad*. Nuestra variable

de interés, el *Gini*, viene acompañada por un coeficiente significativo y positivo. Este resultado nos indica que el aumento de la desigualdad se relaciona positivamente con el bienestar subjetivo de las personas, es decir, que la reducción de la desigualdad pareciera estar asociada a una caída en el bienestar general autorreportado de la población que respondió las encuestas (resultado que corrobora la hipótesis de Dubet (2014) utilizada como referencia para el marco teórico de la presente investigación). La evidencia empírica obtenida también está en sintonía con los trabajos de Clark (2003), Helliwell y Huang (2008), Rözer y Kraaykamp (2013) y Schyns (2002).

El modelo, además, contiene la variable *LogPBIpc*, acompañada por un coeficiente positivo y significativo, por lo que se confirma el cumplimiento de la teoría del bienestar tradicional: cuando aumenta el ingreso de las personas también aumenta *SWB*. Este resultado va en línea con los hallazgos de Wilkinson y Pickett (2009, 2015) sobre los indicadores objetivos de bienestar. En relación con esto, vemos que la variable *Crecimiento* es significativa y negativa. Esto es así debido a la composición de esta variable: la tasa de crecimiento es $PBI_1 / PBI_0 - 1$, y dado que controlamos por PBI per cápita de cada año, la variable crecimiento se transforma en un proxy de $1 / PBI_0$ (la inversa del PBI del período anterior). En este contexto, el coeficiente negativo obtenido indica que el PBI no solo tiene un efecto positivo contemporáneo, sino que también incrementa al bienestar subjetivo con un período de rezago (o lo que es lo mismo, la inversa del rezago del PBI reduce el bienestar subjetivo en el periodo subsiguiente).

Las demás variables del mejor modelo explicativo muestran coeficientes esperables: el *Desempleo* está acompañado por un coeficiente negativo por lo que reduce el bienestar subjetivo; lo mismo ocurre con la variable *Negativos*. Finalmente, las variables *Confianza en el gobierno* y *Generosidad* tienen un efecto positivo, tal y como se señala en la literatura examinada.

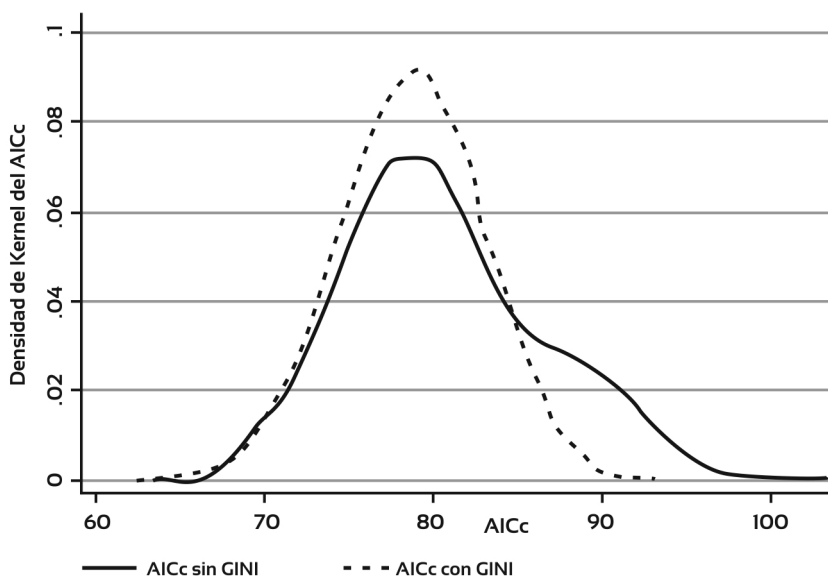
Luego, para corroborar la robustez de los resultados obtenidos en el mejor modelo mostramos el promedio ponderado de modelos, tanto para el total de alternativas como para las 100 mejores especificaciones con respecto a los criterios informativos ya mencionados. Nuestra variable de interés mantiene el mismo signo y similar valor que en el mejor modelo, además de tener significatividad estadística para ambos criterios informativos. Lo mismo ocurre con el *LogPBIpc*, *Crecimiento*, *Negativos*, y *Generosidad*. La variable *Confianza* pierde significatividad estadística para el promedio total de modelos; sin embargo, es relevante cuando consideramos los mejores 100.

A pesar de ello, los resultados más sobresalientes se mantienen para todas las estimaciones posibles.

Las restantes variables macroeconómicas incorporadas, como *Inflación* y *Apertura*, no son seleccionadas por el mejor modelo explicativo y tampoco poseen significatividad en el *Model Averaging*. La variable distributiva *10%_Rico*, que tiene por objetivo captar las preferencias de los individuos sobre la parte superior de la distribución, tampoco es incorporada en el mejor modelo y carece de significatividad en los procedimientos subsiguientes.

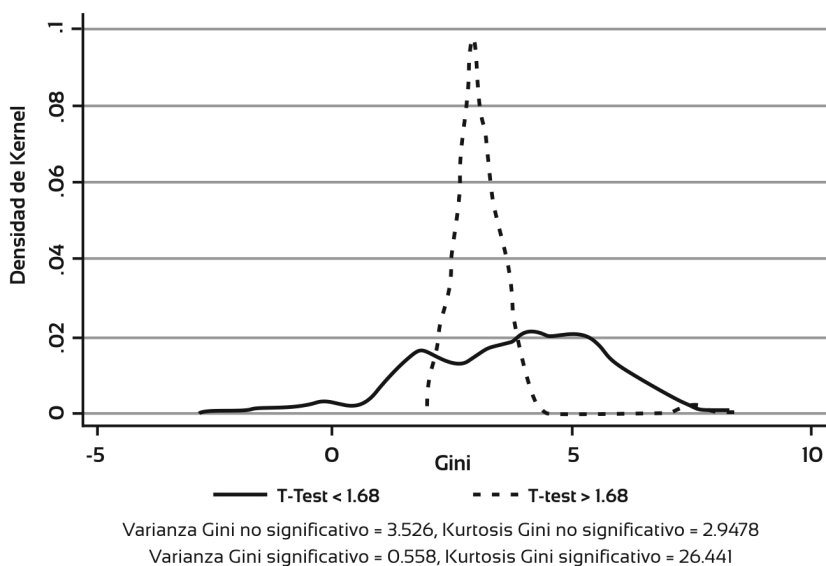
Para finalizar los análisis de robustez de nuestra hipótesis añadimos dos dimensiones adicionales. La primera de ellas tiene que ver con la relevancia de la variable de interés (*Gini*) en la estimación. En el gráfico 5, podemos observar la función de distribución (Kernel) del criterio de información AICc obtenidos en los 131.071 modelos examinados con y sin la variable *Gini* como regresor. La subdistribución que no incluye la variable de interés está desplazada hacia la derecha indicando que sin la presencia de la variable existe gran cantidad de modelos con valores relativamente malos del criterio AICc en relación con la distribución que sí incluye la variable de interés.

Gráfico 5. Densidad de Kernel del criterio informativo AICc



La segunda dimensión tiene que ver con la distribución, entre los distintos modelos estimados, del coeficiente obtenido para la variable de interés. En el gráfico 6 observamos que, cuando el coeficiente estimado es significativo ($\text{abs}(t\text{-valor}) \geq 1.68$), la distribución de coeficientes para Gini es uni-modal, con mediana igual a 3.01, baja varianza (0.558), de forma leptocúrtica y con la totalidad de los casos a la derecha del 0. En otras palabras, las estimaciones significativas del coeficiente de interés se encuentran robustamente definidas en un reducido rango de variación en torno a los valores presentados en la tabla 2, confirmando la consistencia de nuestras estimaciones iniciales.

Gráfico 6. Densidad de Kernel del coeficiente estimado de la variable Gini



Conclusiones

Con la finalización de la Segunda Guerra Mundial, los movimientos de extrema derecha quedaron marginados teniendo solamente injerencia política por medios antidemocráticos (Campos y Saz, 2004). Sin embargo, con la erosión del Estado de Bienestar luego de los 30 años gloriosos, y más intensamente desde la desaparición de la Guerra Fría (Mishra, 1984), se ha

observado una resurgencia de movimientos y partidos con ideales fascistas con diferentes matices, pero con aspectos comunes alarmantes (Blee y Creasap, 2010).

Su acceso al poder a través del voto de las mayorías populares en la región es un hecho disruptivo de la dinámica política precedente. Los casos recientes de la Argentina, el Brasil, el Perú, Chile y Honduras (Svampa, 2017) demuestran la intensidad de este fenómeno y han sido fuente de inspiración para la presente investigación cuyo objetivo radica en evaluar empíricamente la validez regional contemporánea de la hipótesis de Dubet (2014) respecto de la preferencia por la desigualdad como explicación complementaria al enfoque tradicional del “engaño generalizado”.

Utilizando una base de datos única que combina información de las series de bienestar subjetivo autorreportado del *World Happiness Report* realizada por el Gallup World Poll en 155 países del mundo y organismos e institutos de investigación (Banco Mundial CEDLAS y CEPAL Stats), y aplicando nuevas herramientas econométricas para selección automatizada de modelos con datos de panel (Gluzmann y Panigo, 2015) y el procedimiento de *Model Averaging* (ver Moral-Benito, 2015), encontramos que para el periodo 2009-2017 las reducciones (aumentos) de la desigualdad parecieran haber estado asociadas con incrementos (caídas) del bienestar subjetivo autorreportado en América Latina.

A modo de conclusión, esta evidencia preliminar en favor de la hipótesis de la *preferencia por la desigualdad* de Dubet puede ser un factor explicativo de las derrotas electorales que sufrieron los partidos políticos progresistas alrededor del continente en los últimos años, y colaborar así con el desafío de trascender a la hipótesis del “engaño masivo” para explicar por qué, a pesar de haber experimentado el período de mayor incremento del bienestar objetivo desde que hay estadísticas disponibles al respecto, el que transcurre entre 2002 y 2015 (Panigo, Monteagudo y Monzón, 2017), la población latinoamericana se inclinó recientemente por propuestas de índole conservadora en detrimento de la continuidad de procesos progresistas.

Referencias bibliográficas

Abel, A. B. (1990). Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses. *The American Economic Review*, 80(2), 38-42. Recuperado de: <http://pages.stern.nyu.edu/~dbackus/BCZ/Abel%20Joneses%20AER%2090.pdf> Acceso: mayo 2019

Amarante, V., Galván, M. y Mancero, X. (2016). *Desigualdad en América Latina: una medición global*. Santiago de Chile: CEPAL.

Becerra, M. (2014). Medios de comunicación: América Latina a contramano. *Nueva Sociedad*, (249), 61-74. Recuperado de: <http://hdl.handle.net/11336/34562>

Ben-David, A., y Matamoros-Fernandez, A. (2016). Hate speech and covert discrimination on social media: Monitoring the Facebook pages of extreme-right political parties in Spain. *International Journal of Communication*, 10, 1167-1193.

Blee, K. M., y Creasap, K. A. (2010). Conservative and right-wing movements. *Annual review of sociology*, 36, 269-286.

Boskin, M. J., y Sheshinski, E. (1978). Optimal redistributive taxation when individual welfare depends upon relative income. *The Quarterly Journal of Economics*, 92(4), 589-601. <https://doi.org/10.2307/1883177>

Boyer, R. (2016). A World of Contrasted but Interdependent Inequality Regimes: The Latin America Paradox. *Review of Political Economy*, 28(1), 1-22.

Butler, J. S. (2006). *Born again: the Christian right globalized*. London: Pluto Press.

Campos, I. S. y Saz, I. (2004). *Fascismo y franquismo*. Valencia: Universitat de València.

Clark, A. (2003). Inequality-aversion and income mobility: A direct test. Delta Working Papers. Recuperado de: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.202.9008&rep=rep1&type=pdf>

Deaton, A. (2003). Health, inequality, and economic development. *Journal of economic literature*, 41(1), 113-158.

Di Tella, R., MacCulloch, R. J. y Oswald, A. J. (2001). Preferences over inflation and unemployment: Evidence from surveys of happiness. *American economic review*, 91(1), 335-341.

Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., y Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological bulletin*, 125(2), 276-302.

Dubet, F. (2014). *La préférence pour l'inégalité. Comprendre la crise des solidarités*. Paris: Seuil.

Duesenberry, J. S. (1948). Income-consumption relations and their impli-

cations. En Metzler, L. et al. (ed.) *Income, Employment and Public Policy*. New York: WW Norton & Company, Inc.

Durham, M. (2007). *White rage: The extreme right and American politics*. Routledge.

Easterlin, R. A. (1974). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. En David, P. y Reder, M. (ed.) *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz* (pp. 89-125). New York: Academic Press.

Eggers, A., Gaddy, C., y Graham, C. (2006). Well-being and unemployment in Russia in the 1990s: Can society's suffering be individuals' solace? *The Journal of Socio-Economics*, 35(2), 209-242.

Evans, W. N., Hout, M., y Mayer, S. E. (2004). Assessing the effect of economic inequality. En *Social inequality* (pp. 933-968), Russell Sage Foundation.

Friedman, D., y Ostrov, D. N. (2008). Conspicuous consumption dynamics. *Games and Economic Behavior*, 64(1), 121-145.

Gluzmann, P., y Panigo, D. (2015). Global search regression: A new automatic model-selection technique for cross-section, time-series, and panel-data regressions. *Stata Journal*, 15(2), 325-349.

Godio, J. (2001). *Sociología del trabajo y política*. Buenos Aires: Atuel.

Graham, C. L. (1994). *Safety nets, politics, and the poor: Transitions to market economies*. Brookings Institution Press.

Graham, C., y Felton, A. (2006). Inequality and happiness: insights from Latin America. *The Journal of Economic Inequality*, 4(1), 107-122.

Harbaugh, R. (1996). Falling behind the Joneses: relative consumption and the growth-savings paradox. *Economics Letters*, 53(3), 297-304.

Hausman, J. A. (1978). Specification test in econometrics. *Econometrica*, 46, 1251-1271.

Helliwell, J. F., y Huang, H. (2008). How's your government? International evidence linking good government and well-being. *British Journal of Political Science*, 38(4), 595-619.

Helliwell, J., Layard, R., y Sachs, J. (2017). *World Happiness Report 2017*. New York: Sustainable Development Solutions Network.

Hopkins, E. (2008). Inequality, happiness and relative concerns: What actually is their relationship? *The Journal of Economic Inequality*, 6(4), 351-372.

Hora, R. (2010). La crisis del campo del otoño de 2008. *Desarrollo económico*, 50(197), 81-111.

Ivarsflaten, E. (2008). What unites right-wing populists in Western Europe? Re-examining grievance mobilization models in seven successful cases.

Comparative Political Studies, 41(1), 3-23.

Kalmijn, W., y Veenhoven, R. (2005). Measuring inequality of happiness in nations: In search for proper statistics. *Journal of Happiness Studies*, 6(4), 357-396.

Kaufmann, D., Kraay, A., y Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: methodology and analytical issues. *Hague Journal on the Rule of Law*, 3(2), 220-246.

Knigge, P. (1998). The ecological correlates of right-wing extremism in Western Europe. *European Journal of Political Research*, 34(2), 249-279.

Kuzio, T. (2017). Non-violent Orange Revolution and violent Euromaidan: Theoretical and comparative perspectives with other democratic revolutions. En Gregory Simons, G., Kapitonenko, M., Lavrenyuk, V. y Vlaeminck, E. (ed.) *The Politics and Complexities of Crisis Management in Ukraine. A historical perspective* (pp. 68-100). London: Routledge.

Machado, C., Kira, B., Hirsch, G., Marchal, N. y Kollanyi, B. et al. (2018). News and Political Information Consumption in Brazil: Mapping the First Round of the 2018 Brazilian Presidential Election on Twitter. Oxford: Project on Computational Propaganda.

Marmot, M. (2004). Status syndrome. *Significance*, 1(4), 150-154.

Mazzoleni, G. (2003). The media and the growth of neo-populism in contemporary democracies. En Mazzoleni, G., Stewart, J. y Horsfield, B. (eds.) *The media and neo-populism: A contemporary comparative analysis* (pp. 1-20). Westport, CT: Praeger.

Mazzoleni, G. (2008). Populism and the Media. In *Twenty-first century populism* (pp. 49-64). London: Palgrave Macmillan.

Mazzoleni, G. (2014). *La comunicación política*. Madrid: Alianza Editorial.

Mishra, R. (1984). *The welfare state in crisis: social thought and social change*. Brighton: Wheatsheaf Books.

Moral-Benito, E. (2015). Model averaging in economics: An overview. *Journal of Economic Surveys*, 29(1), 46-75.

Morawetz, D., Atia, E., Bin-Nun, G., Felous, L., Gariplerden, Y. et al. (1977). Income distribution and self-rated happiness: some empirical evidence. *The Economic Journal*, 87(347), 511-522.

Moscoso, M. C. (2017). Lenín Moreno: ¿un punto de inflexión para Alianza País? *Nueva Sociedad*, (269). Recuperado de: http://nuso.org/media/articulos/downloads/COY1_Celi_269.pdf

Mudde, C. (2013). Three decades of populist radical right parties in Western Europe: So what? *European Journal of Political Research*, 52(1), 1-19.

Nye, J. S. (2017). Will the liberal order survive: The history of an idea. *Foreign Affairs*, 96(1), 10-16.

Palley, T. I. (2010). The relative permanent income theory of consumption: a synthetic Keynes–Duesenberry–Friedman model. *Review of Political Economy*, 22(1), 41-56.

Panigo, D., Monzón, N. y Monteagudo P. (2017). Innovación o transformaciones institucionales. La controversia del desarrollo en América Latina. Manuscrito no publicado, Jornadas del BCB.

Peralta, P. O. (2015). ¿Por qué protestan en Ecuador?: Rafael Correa y el fracasado aumento del impuesto a las herencias. *Nueva sociedad*, (258), 1-8. Recuperado de: <http://nuso.org/articulo/por-que-protestan-en-ecuador/>

Pierson, P. (2017). American hybrid: Donald Trump and the strange merger of populism and plutocracy. *The British journal of sociology*, 68, S105-S119. <https://doi.org/10.1111/1468-4446.12323>

Plutt, S. T. (2017). Estrategias argumentativas, conducción política y manejo de la opinión pública: estudio de tres discursos presidenciales de Mauricio Macri. *Desvalimiento Psicosocial*, 4(2). <http://dspace.uces.edu.ar:8180/xmlui/handle/123456789/4076>

Rözer, J., y Kraaykamp, G. (2013). Income inequality and subjective well-being: A cross-national study on the conditional effects of individual and national characteristics. *Social indicators research*, 113(3), 1009-1023.

Rydgren, J. (2005). Is extreme right-wing populism contagious? Explaining the emergence of a new party family. *European journal of political research*, 44(3), 413-437.

Rydgren, J. (2017). Radical right-wing parties in Europe. *Journal of Language and Politics*, 16(4), 485-496.

Schneider, A. (2017). Economía, política y conflictividad minera durante las presidencias de Evo Morales en Bolivia (2006-2016). *Revista Perfiles Económicos*, (1).

Schyns, P. (2002). Wealth of nations, individual income and life satisfaction in 42 countries: A multilevel approach. *Social Indicators Research*, 60(1-3), 5-40. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1021244511064>

Sen, A. (1979). Utilitarianism and welfarism. *The Journal of Philosophy*, 76(9), 463-489.

Smith, A. (1976). *The Theory of Moral Sentiments: The Glasgow Edition of the Works and Correspondence of Adam Smith*. En Raphael, D. D. y Macfie, A. L. (eds.) New York: Oxford University Press. Trabajo original publicado en 1759.

Svampa, M. (2017). Cuatro claves para leer América Latina. *Nueva Socie-*

dad, (268), 50. Recuperado de: http://nuso.org/media/articles/downloads/2.TC_Svampa_268.pdf

Szczerbiak, A. y Taggart, P. (2017). How has Brexit, and other EU crises, affected party Euroscepticism across Europe? LSE Brexit. Recuperado de: <https://blogs.lse.ac.uk/brexit/2017/10/12/how-has-brexit-and-other-eu-crises-affected-party-euroscepticism-across-europe/>

Wilkinson, R. G. y Pickett, K. E. (2009). Income inequality and social dysfunction. *Annual Review of Sociology*, 35(1), 493-511.

Wilkinson, R. G. y Pickett, K. E., (2015). Income inequality and health: a causal review. *Social science & medicine*, 128, 316-326. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.12.031>

Williamson, J. (1993). Democracy and the "Washington consensus". *World development*, 21(8), 1329-1336.

Zeballos, S. y Pais, A. S. (2016). La evolución de las democracias sudamericanas en el siglo XXI: los casos de Paraguay y Brasil. VIII Congreso de Relaciones Internacionales, Instituto de Relaciones Internacionales-Universidad de La Plata, La Plata.