



FACULTAD
DE CIENCIAS
ECONÓMICAS



Universidad
Nacional
de Córdoba

REPOSITORIO DIGITAL UNIVERSITARIO (RDU-UNC)

Preferencias por la distribución del ingreso. Un análisis empírico para Argentina entre 1995 y 2012

Mariana De Santis, Luis Mauricio Caggia

Artículo publicado en Compendium. Cuadernos de Economía y Administración
Volumen 5, Número 10, 2018 – ISSN 1390-8391 / e-ISSN 1390-9894



Esta obra está bajo una [Licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

PREFERENCES FOR THE DISTRIBUTION OF INCOME. AN EMPIRICAL ANALYSIS FOR ARGENTINA BETWEEN 1995 AND 2012

Mariana De Santis¹, Luis Mauricio Caggia²

Abstract

Received: 17 November 2017 – Accepted: 29 March 2018

In this paper the main determinants of the preferences of individuals for income distribution and support for equalizing policies in Argentina are studied. The hypothesis are the demand for redistribution is explained by "self-interest", beliefs about distributive justice and the institutional environment in which individuals interact. Four cross sections between 1995 and 2012 in Argentina of the World Value Survey are used to estimate an ordered bivariate probit model. The main results suggest that not only "self-interest" can explain their preferences for redistribution, but also their beliefs and values, as well as their perceptions regarding the functioning of institutions.

Keywords: *Ideology, Trust, Beliefs and Values, Social Capital, Self-Interest.*

JEL: *D31 D63 D64.*

¹ Mariana De Santis, Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba, Argentina, mdsantis@eco.unc.edu.ar.

² Luis Mauricio Caggia, Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba, Argentina, mauriciocaggia@gmail.com.

PREFERENCIAS POR LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO. UN ANÁLISIS EMPÍRICO PARA ARGENTINA ENTRE 1995 Y 2012

Resumen

Se estudian los principales determinantes de las preferencias por redistribución y por el apoyo efectivo a políticas igualadoras por parte de los gobiernos. La hipótesis analizada es que la demanda por redistribución de los individuos está explicada por su “propio interés”, sus creencias y por el entorno institucional. Se emplean 4 secciones cruzadas de la Encuesta Mundial de Valores entre los años 1995 y 2012 y se estima un modelo probit ordenado bivariado. Los principales resultados sugieren que no sólo el “propio interés” puede explicar sus preferencias por la redistribución, sus creencias y valores, como así también sus percepciones respecto del funcionamiento de las instituciones juegan un papel relevante.

Palabras clave: *Ideología, Confianza, Creencias y Valores, Capital Social, Propio Interés.*

JEL: *D31 D63 D64.*

1. Introducción

A partir de la primera década del siglo XXI³ en numerosos países de América Latina comenzaron a implementarse políticas sociales destinadas a la reducción de la pobreza y la desigualdad, materializadas en muchos casos en transferencias de ingresos⁴. Dichas políticas apuntaron a lograr una redistribución progresiva del ingreso y aliviar la pobreza, además de otras demandas sociales como la democratización, la paz social y el crecimiento económico, entre otras. Estas políticas, plasmadas principalmente en programas de transferencias de ingresos, surgieron en un contexto de desigualdad creciente, tal como se puede apreciar en los coeficientes de Gini expuestos en la Tabla 1.

Tabla 1: Coeficientes de Gini

País	1996	2000	2010
Argentina	49,52	51,06	44,5
Perú	s/d	50,77	46,21
México	48,47	51,67	48,13
Chile	54,87	55,59	50,8

Fuente: Banco Mundial

Para dimensionar el peso que en los presupuestos públicos tuvo este tipo de programas, en la Tabla 2 se presenta el gasto público social⁵ como porcentaje del PBI en los principales países de América Latina y algunos países desarrollados entre 1995 y 2010. En dicha tabla se aprecia una tendencia creciente del indicador durante las últimas décadas, tanto en América Latina como en los países miembros de la OECD, explicada, en general, por el fuerte incremento en los gastos de previsión y asistencia social. Como lo indica la Tabla 2, mientras que en Argentina la participación del mencionado tipo de gasto respecto del PBI creció a una tasa promedio anual del 1.6% entre 1995 y 2010, en el período 2005-2010 lo hizo a un promedio anual del 6.5 %. Estas cifras señalan una fuerte aceleración del gasto público social, sobre todo si se tiene en cuenta que entre 2005 y 2010 la economía argentina creció a un promedio anual del 5.7%⁶ en términos reales.

Los datos de la Tabla 2 además señalan que, salvo el caso de Alemania, en el resto de países citados el gasto público social respecto del PBI creció a una tasa significativamente mayor durante 2005-2010. En la literatura especializada se ha analizado el impacto de estas políticas de protección social sobre la reducción de la pobreza y la brecha salarial y se han elaborado propuestas para mejorar la eficacia de los fondos públicos en la materia (Gasparini y Cruces

³ Si bien algunos países como es el caso de México y Argentina, promovieron programas de transferencias de ingresos de manera masiva ya desde la década del 80 y 90.

⁴ Pueden mencionarse los programas Asignación Universal por Hijo y moratoria previsional para amas de casa en Argentina (entre 2006 y 2009), Solidaridad/Progres/Oportunidades en México (1988), Juntos en Perú (2005), Familias en Acción en Colombia (2002) y Bolsa Familia en Brasil (2003), Chile Solidario (2002) entre los más relevantes.

⁵ El gasto público social está compuesto principalmente por el gasto en educación, salud, vivienda y previsión y asistencia social. El objetivo central de este tipo de gasto, es el de asistir a la población en condiciones de vulnerabilidad, para garantizar el acceso al consumo de bienes y servicios básicos que mejoren sus condiciones de vida. Es decir, es un gasto que impacta de manera directa y positiva en la distribución del ingreso de una sociedad determinada.

⁶ INDEC

(2010), Fried (2012) y Huesca Reynoso y Calderón Villarreal (2015). Sin embargo, poco se ha estudiado sobre las preferencias de los individuos acerca de la redistribución del ingreso. Si bien podría argumentarse que la sociedad está de acuerdo con una mayor igualdad porque electoralmente ha apoyado gobiernos que profundizaron programas fiscales de inclusión social, debiera también tenerse en cuenta que la dimensión fiscal no es la única que determina la decisión electoral de los individuos. Al respecto, López Laborda y Sanz Arcega (2016) mencionan que de la emisión del voto no cabe desprender conclusiones sobre la opinión del ciudadano respecto de todas las áreas públicas, pues cada individuo asigna diferentes ponderaciones a los temas en campaña. Estos autores proponen la necesidad de efectuar un estudio de las preferencias por la redistribución, aislado de los resultados electorales, para comprender con mayor precisión la posición de la sociedad al respecto.

Tabla 2: Gasto Público Social (% PBI)

Gasto Público Social (% PBI)	1995	2000	2005	2010	1995-2010	2005-2010
Argentina	17,7	17,9	16,4	22,5	1,6%	6,5%
Chile	11,3	14,2	12,3	14,7	1,8%	3,6%
México	7,6	8,5	9,2	11,1	2,6%	3,8%
Perú	s/d	8,9	10,0	9,8	s/d	
Uruguay	19,7	22,5	19,7	23,7	1,2%	3,8%
Brasil	19,0	20,6	21,9	24,6	1,7%	2,4%
Bélgica	25,2	23,5	25,3	28,3	0,8%	2,3%
Francia	28,3	27,5	28,7	30,7	0,5%	1,4%
Alemania	25,2	25,4	26,3	25,9	0,2%	-0,3%
Estados Unidos	15,1	14,3	15,6	19,3	1,6%	4,3%

Fuente: CEPAL y OECD

¿Qué lleva a los individuos a apoyar o no una distribución más igualitaria del ingreso? Podría pensarse que se trata de racionalidad y de la búsqueda del propio interés, es decir, los agentes económicos que esperan ser beneficiados deberían apoyarla. Sin embargo, existe evidencia de que el propio interés no explica totalmente la demanda de redistribución de los ingresos (Fong, 2001), ya que en algunas sociedades la demanda de redistribución progresiva del ingreso es apoyada por personas en todos los estratos socioeconómicos. Existen otros factores que explican el fenómeno, entre los que se cuentan las creencias y las expectativas sobre el proceso de generación de ingresos, la ideología y el capital social de los individuos. Las preferencias sociales sobre la distribución del ingreso no pueden suponerse estáticas en el tiempo. Por el contrario, puede considerarse que se van modificando conforme se profundiza la distancia entre los individuos de los extremos de la distribución como consecuencia de un shock de desigualdad (Kerr, 2014).

En este trabajo se analizan empíricamente los determinantes de las preferencias sociales por la distribución del ingreso en Argentina bajo la hipótesis de que éstas dependen del interés personal así como también de la ideología, del capital social y de la interacción de los individuos. Además, se estudia si la opinión de los individuos cambió significativamente respecto a estar de acuerdo con una mayor igualdad en los ingresos, con posterioridad a la crisis económica de 2001. Para ello se emplean datos de la Encuesta Mundial de Valores de mediados y fines de la década del 90 y comienzos de la segunda década del presente siglo. Estos periodos resultan de especial interés, en tanto corresponden a momentos con marcadas diferencias en cuanto a la distribución del ingreso en el país. Los primeros, 1995 y 1999 se caracterizaron por

una tendencia creciente en la desigualdad del ingreso y de la tasa de desempleo, que se profundizó a finales de 2001. El segundo momento analizado es el año 2012, el cual estuvo precedido por una fuerte expansión del gasto público social, políticas de transferencias de ingresos y recuperación del nivel de actividad.

Conocer los determinantes y las características de la postura de la sociedad en cuanto a la distribución del ingreso es relevante por varios motivos. Entre los más importantes, pueden mencionarse la considerable magnitud del gasto público redistributivo y la influencia de las preferencias de la sociedad en el diseño de las instituciones y de las políticas públicas. Además, se espera contribuir al desarrollo de un campo que, pese a su relevancia, ha recibido escasa atención en América Latina.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se presentan los estudios más relevantes sobre las preferencias sociales por la distribución de ingresos, analizando los factores y las variables a las cuales se les ha atribuido importancia para explicar el fenómeno. En la sección 3 se explica el modelo a estimar, formulado a partir de las hipótesis formuladas luego de la revisión bibliográfica y se presentan los datos a emplear. En la sección 4 se muestran y discuten los resultados obtenidos. La quinta y última sección de este trabajo plantea los principales hallazgos y las futuras líneas de investigación.

Revisión de la literatura

En la literatura sobre las preferencias por la distribución del ingreso pueden encontrarse numerosos trabajos, la mayoría de corte empírico, en los cuales se busca determinar las asociaciones entre la demanda por redistribución con variables representativas del propio interés y de otros aspectos como las creencias sobre la justicia distributiva y el entorno institucional en el que interactúan los ciudadanos, entre otros.

Entre los trabajos más destacados de la literatura de principios de siglo se encuentra el de Fong (2001), quien estudia las preferencias por distribución del ingreso para el caso de Estados Unidos. La autora afirma que las preferencias por redistribución pueden estar influenciadas por al menos cuatro factores: i) reciprocidad: los contribuyentes podrían exigir que los beneficiarios de las políticas redistributivas estén dispuestos a trabajar duro como contrapartida, ii) altruismo: hacia personas relacionadas directamente o no, puede ser este un motivo de apoyo a la distribución de ingresos, iii) prevención del delito y iv) autodeterminación: quienes consideran que los ingresos son el resultado del esfuerzo personal y no de la suerte, estarán en general menos dispuestos a apoyar la redistribución.

Además, Fong (2001) afirma que, si el *“propio interés”* explica completamente la demanda de redistribución, entonces aquellos individuos que no esperan beneficiarse de esta deben oponerse a ella independientemente de sus creencias acerca de la prevalencia de la pobreza. La autora prueba la hipótesis de que el *“propio interés”* no logra explicar completamente las preferencias por la redistribución, empleando un análisis paramétrico con datos de una encuesta social realizada en 2008 en los Estados Unidos y concluye que además del interés propio, el rol de las creencias es un determinante significativo de la demanda de redistribución.

Uno de los estudios considerados como un clásico en esta área es el de Alesina y Giuliano (2009). Estos autores, utilizando datos de la encuesta "General Social Survey", entre 1972 y 2004 para los Estados Unidos y un conjunto de datos de la Encuesta Mundial de Valores, analizan los cambios en la utilidad social derivados de la redistribución del ingreso en tres contextos diferentes. En primer lugar, resaltan la incorporación del efecto temporal al clásico modelo de Meltzer y Richards mediante la hipótesis de la movilidad social ascendente, modelo este último considerado como poco realista. El rasgo distintivo es que los individuos votan o eligen una redistribución no solamente en base a su ingreso actual, sino también en base al ingreso que esperan tener en un futuro. En otras palabras, en el futuro se permite que los individuos modifiquen su posición relativa en la distribución del ingreso y, en caso en que esperen mejorarlos mañana posiblemente no apoyen una redistribución hoy.

El segundo modelo que presentan Alesina y Giuliano (2009) es una función de utilidad en la cual los individuos consideran que su nivel de consumo puede estar afectado por la desigualdad del ingreso. No se trata de individuos altruistas ni con sentido de justicia social, sino que una distribución muy regresiva del ingreso puede afectar negativamente la utilidad de los más favorecidos y por ello estos sectores apoyarían una redistribución.

Finalmente, el último modelo incorpora el sentido de la justicia social en la función de utilidad. Se supone que cada individuo tiene una distribución ideal y el apartamiento respecto de ésta en cada periodo reduce su utilidad. El desafío, en el análisis empírico, consiste en interpretar los resultados en base a los diferentes modelos, teniendo presente que siempre pueden presentarse situaciones intermedias.

Otros estudios ponen el énfasis en aspectos más puntuales que determinan la tolerancia a la desigualdad. En esta línea se destacan los trabajos de Yamamura (2012) y de Kerr (2014), quienes señalan la interacción entre grupos sociales como un factor que influye en la tolerancia a la desigualdad. Yamamura (2012) plantea la hipótesis de que el apoyo de la sociedad a la redistribución del ingreso está influenciado por la intensidad de la interacción entre individuos de diferentes niveles de ingreso. El autor sostiene que las personas más pobres de un vecindario tienen mayor probabilidad de interactuar con personas relativamente más ricas que con personas relativamente más pobres que ellas. Partiendo del supuesto de que los pobres sienten "envidia" hacia los más ricos, deriva la hipótesis de que los individuos pobres tienen mayor predisposición a apoyar la redistribución de ingresos cuanto mayor contacto e interacción tienen con los individuos relativamente más ricos en su área de residencia. En relación a los individuos relativamente más ricos, que "sufren" la "envidia" de quienes tienen ingresos inferiores, tienen a su vez mayor probabilidad de contactarse con individuos de menores ingresos que ellos, por lo que, para no "sufrir" la "envidia" de éstos, cuanto más interactúen con grupos de ingresos menores, mayor propensión mostrarán a apoyar una redistribución progresiva del ingreso, a pesar de que ello implica transferir parte de su riqueza. El mencionado autor estima las probabilidades de que los individuos apoyen una mayor igualdad de ingresos con datos individuales de Japón, tomando como variable de interés el capital social derivado de la participación en actividades comunitarias a nivel de las prefecturas. Los resultados apoyan la hipótesis de que la interacción social más intensa se traduce en mayor apoyo a la igualdad de ingresos, controlando por variables demográficas y socioeconómicas y orientación política a nivel individual.

Kerr (2014) también menciona la fragmentación social y la falta de contacto entre individuos de distintas clases sociales como un factor que profundiza la desigualdad de ingresos. Según este autor, el crecimiento de la desigualdad amplifica las diferencias entre los distintos grupos sociales. Esta mayor brecha reduce el apoyo a la redistribución por parte de los más ricos, ya que éstos sienten que es poco probable volverse pobres. Y a su vez, la mayor

segmentación social contribuye a amplificar el shock de desigualdad, en la medida en que disminuye el contacto entre personas de distintas clases sociales, profundizada a medida que los más ricos se aíslan en escuelas y lugares de trabajo exclusivos.

En otra línea de análisis, que ponen el énfasis en aspectos institucionales, Algan et al. (2015) plantean que el apoyo de la sociedad a políticas redistributivas está vinculado a la conducta cívica de sus ciudadanos. Estos autores definen en su modelo dos tipos de ciudadanos: los cívicos y los no cívicos. Los primeros, se caracterizan por pagar sus impuestos y demandar del Estado solo los beneficios que estrictamente necesitan, mientras que los segundos, son exactamente lo opuesto, es decir demandarán beneficios que no necesitan y, por otro lado, tendrán cierta capacidad de ocultarse del gobierno a la hora de tributar. Esto significa que al pasar de una sociedad en que los cívicos son mayoría (el votante mediano es cívico) a otra en que los no cívicos lo son, el gasto público distributivo tenderá a ser mayor, mientras que paralelamente la calidad de las prestaciones disminuirá y/o el presupuesto del gobierno entrará en déficit, ya que ahora se contará con una menor recaudación para brindar mayores prestaciones que las necesarias. Por esta razón se explicaría que países con un nivel intermedio de conducta cívica tengan una proporción de gasto redistributivo tan grande como el de países más disciplinados, aunque menos efectivo. Sus estimaciones, en base a muestras repetidas de 87 países empleando la Encuesta Mundial de Valores, apoyan la hipótesis de que los individuos que se consideran más cívicos apoyan en menor medida la igualdad de los ingresos, controlando por variables individuales como edad, género, estado civil, orientación política y estado ocupacional, entre otras.

La hipótesis de Algan et al (2015) fue contrastada por De Santis (2015) para el caso de Argentina, estimando la relación entre el apoyo a la igualdad de ingresos y la conducta cívica empleando los datos de la Encuesta Mundial de Valores de tres ondas correspondientes a Argentina. En este trabajo se encuentra una asociación positiva y significativa entre el civismo y el apoyo a la desigualdad de ingresos, aunque solamente para algunas definiciones de la primera variable.

En un trabajo sobre preferencias distributivas en España, López Laborda y Sanz Arcega (2016) distinguen tres conjuntos diferenciados de factores subyacentes en las preferencias por la distribución del ingreso: las características particulares de los individuos, su actitud hacia el riesgo -en especial en relación al mercado del trabajo- y el marco institucional en el que interactúan con el resto de los agentes económicos. Los autores parten de la base de que los individuos, dotados de sus características personales y demográficas, se relacionan con el resto de la sociedad en los mercados de factores productivos, sin dejar de reconocer que también, en su calidad de ciudadanos, poseen una orientación ideológica y un conjunto de creencias y valores que definen su postura respecto de la justicia social en general y de la redistribución del ingreso en particular.

El segundo elemento central de López Laborda y Sanz Arcega(2016) tiene que ver con la participación de los individuos en los mercados, en los cuales quedan expuestos a los riesgos de pérdida de sus ingresos. Así, resulta como un determinante de la tolerancia a la desigualdad de ingresos la aversión de los individuos a sufrir una gran variabilidad en los ingresos a lo largo de su vida. Por último, juega un papel central el marco institucional jurídico y político en el que interactúan los individuos. En este contexto, la confianza en el funcionamiento de las instituciones para atenuar los riesgos y garantizar las condiciones necesarias para el desenvolvimiento de las actividades económicas influencia la postura de las personas en cuanto a su tolerancia hacia la desigualdad de ingresos. Este enfoque resulta integrador de múltiples aspectos, resaltando que los individuos están en permanente interacción. Estos autores estiman

un modelo econométrico para determinar el impacto de los tres tipos de factores mencionados, con datos del Barómetro Fiscal IEF, una encuesta realizada en España, en los periodos 2006-2009. Los resultados obtenidos corroboran las hipótesis propuestas por los autores, especialmente en cuanto a los factores institucionales. Respecto de estos últimos, destacan el papel de la territorialidad, que confirma una mayor predisposición a la redistribución por parte de quienes viven en comunidades pequeñas y por quienes viven en regiones más ricas. Estos resultados muestran algunas coincidencias con los del trabajo de García-Valiñas et al. (2008), realizado con datos de la Encuesta Mundial de Valores para España en el año 2000, en el cual se destaca el impacto de los gastos sociales por parte de los gobiernos locales y la satisfacción por la situación económica de la región como variables significativas para el apoyo a la igualdad de ingresos.

En resumen, los estudios reseñados coinciden en que el apoyo a la redistribución de ingresos depende de la reciprocidad, es decir, que cuando los individuos deciden contribuir al financiamiento de una política redistributiva, esperan, por un lado, que sus beneficiarios lo retribuyan con algún nivel de esfuerzo y por el otro, que en el caso de “caer en desgracia” el resto de contribuyentes haga lo mismo por ellos. Este último mecanismo serviría para reducir la exposición al riesgo de desempleo. Otro determinante mencionado de manera recurrente es la percepción de los individuos respecto del funcionamiento de las instituciones. En la medida de que las personas confían en que las instituciones funcionan adecuadamente y que los gobernantes administran los recursos públicos de una manera eficaz, en general apoyan una mayor redistribución. Contrariamente, la percepción de meritocracia estará asociada negativamente a la demanda por mayor igualdad de ingresos. Finalmente, se destaca el papel de las variables que configuran el interés personal, es decir, aquellas que definen que las personas apoyan una política redistributiva sólo si esperan beneficiarse de ésta.

2. Metodología

En este trabajo se prueba la hipótesis de que las preferencias de los individuos en relación a la igualdad de ingresos dependen del interés personal, como así también de las creencias y valores y del capital social. Para ello, se estima la probabilidad de apoyar una mayor igualdad de ingresos y de que el Estado debe asumir mayores responsabilidades para procurar a todos los individuos un nivel de vida digna. En razón de asumir las variables dependientes valores discretos entre 1 y 10, se optó por un modelo probit ordenado, metodología también empleada por Fong (2001) y Yamamura (2012). Es de esperar que el apoyo a la igualdad de ingresos y a un Estado benefactor estén influenciados por los mismos factores (observables e inobservables). Por ello, se estima un modelo probit ordenado bivariado que especifica el apoyo a una distribución más igualitaria del ingreso y a un Estado de bienestar en función de: i) características personales como indicadores del interés individual, ii) confianza institucional, iii) capital social relacional de los individuos y iv) valores y creencias. De esta manera, el fenómeno estudiado no se restringe a una única variable, como sucede en la mayoría de los trabajos reseñados.

Se emplearon observaciones individuales de las ondas de la Encuesta Mundial de Valores relevadas en Argentina en los años 1995, 1999, 2006 y 2012. Cada onda contiene alrededor de 1.000 observaciones seleccionadas por muestreo estratificado. Además, se introducen variables dummies para controlar los efectos temporales y analizar si los individuos luego de la crisis de 2001 mostraron una mayor demanda de redistribución progresiva del ingreso.

Las definiciones de la variable dependiente y las explicativas del modelo utilizadas para aproximar el propio interés, el capital social y los valores y creencias se presentan en la próxima

sección. Para exponer el modelo a estimar, se sigue el formato de presentación del método probit ordenado bivariado propuesto por Sajaia (2008).

Considérense las variables latentes *tolerancia a la desigualdad** y *responsabilidad gubernamental**, que representan, respectivamente, las preferencias del individuo i por una menor igualdad de ingresos y por un Estado que brinde a los ciudadanos medios de vida dignos. Ambas variables latentes son funciones de un conjunto de variables que explican el propio interés, las creencias y valores así como también el capital social de los individuos, tal como se representa a continuación:

$$tol_desig_i^* = PI'_{1i} \beta_{1i} + CV'_{1i} \lambda_{1i} + CS'_{1i} \theta_{1i} + e_{1i} \quad (1)$$

$$responsa_i^* = PI'_{2i} \beta_{2i} + CV'_{2i} \lambda_{2i} + CS'_{2i} \theta_{2i} + e_{2i} \quad (2)$$

donde la matriz PI representa el bloque de variables que intentan captar el propio interés, la matriz CV es otro grupo de variables que son proxys de las creencias y valores de los individuos y, por último, la matriz CS es el último bloque de variables que intenta captar el capital social y cognitivo de las personas. Es posible que los términos de error de (1) y (2) estén correlacionados, ya que las dos variables latentes comparten determinantes no observados. Dicha correlación se expresa mediante una distribución normal bivariada normal estándar como:

$$\gamma_2 = \gamma_2 (e_{1i} \ e_{2i} \ \rho_{e1 \ e2}) \quad (3)$$

donde ρ representa el coeficiente de correlación entre los términos de error de las ecuaciones en (1) y (2). Las variables observadas son *tolerancia a la desigualdad* y *responsabilidad gubernamental*, variables categóricas que asumen respectivamente los valores j y k entre 1 y 10 tal que:

$$tol_desig_i = 1 \text{ si } tol_desig_i^* \leq \mu_{11}$$

$$tol_desig_i = 2 \text{ si } \mu_{11} < tol_desig_i^* \leq \mu_{12}$$

...

$$tol_desig_i = 10 \text{ si } \mu_{19} \leq tol_desig_i^*$$

y

$$responsa_i = 1 \text{ si } responsa_i^* \leq \mu_{21}$$

$$responsa_i = 2 \text{ si } \mu_{21} < responsa_i^* \leq \mu_{22}$$

...

$$responsa_i = 10 \text{ si } \mu_{29} \leq responsa_i^*$$

siendo $\mu_{11} < \mu_{12} < \dots < \mu_{110}$ y $\mu_{21} < \mu_{22} < \dots < \mu_{210}$, siendo $\mu_{10} = \mu_{20} = -\infty$ y $\mu_{110} = \mu_{210} = \infty$.

En este caso concreto, las variables categóricas observadas *tolerancia a la desigualdad* y *responsabilidad gubernamental* indican las propensiones de los individuos a estar de acuerdo

que los ingresos deberían ser más desiguales y que el Estado debería asumir mayor responsabilidad respecto de proveer medios de vida a las personas, respectivamente. Los bloques de variables PI , CV y CS son los vectores de variables exógenas. Los β s, λ s y θ s, son los correspondientes vectores de parámetros que son estimados conjuntamente con los valores de umbral (es decir, los μ s) para cada ecuación. Se supone que los términos de error aleatorio e_{1i} y e_{2i} se distribuyen de forma idéntica e independiente entre los individuos siguiendo una distribución normal estándar.

De (1), (2) y (3), la probabilidad conjunta de que los individuos i elijan la categoría j para tolerancia a la desigualdad y k para responsabilidad gubernamental es:

$$\begin{aligned}
P_{ijk} = & \phi_2 [(\mu_{1j+1} - PI'_{1i} \beta_{1i} - CV'_{1i} \lambda_{1i} - CS'_{1i} \theta_{1i}), (\mu_{2k+1} - PI'_{2i} \beta_{2i} - CV'_{2i} \lambda_{2i} - CS'_{2i} \theta_{2i}), \rho_{e_1 e_2}] \\
& - \phi_2 [(\mu_{1j} - PI'_{1i} \beta_{1i} - CV'_{1i} \lambda_{1i} - CS'_{1i} \theta_{1i}), (\mu_{2k+1} - PI'_{2i} \beta_{2i} - CV'_{2i} \lambda_{2i} - CS'_{2i} \theta_{2i}), \rho_{e_1 e_2}] \\
& - \phi_2 [(\mu_{1j+1} - PI'_{1i} \beta_{1i} - CV'_{1i} \lambda_{1i} - CS'_{1i} \theta_{1i}), (\mu_{2k} - PI'_{2i} \beta_{2i} - CV'_{2i} \lambda_{2i} - CS'_{2i} \theta_{2i}), \rho_{e_1 e_2}] \\
& + \phi_2 [(\mu_{1j} - PI'_{1i} \beta_{1i} - CV'_{1i} \lambda_{1i} - CS'_{1i} \theta_{1i}), (\mu_{2k} - PI'_{2i} \beta_{2i} - CV'_{2i} \lambda_{2i} - CS'_{2i} \theta_{2i}), \rho_{e_1 e_2}] \quad (4)
\end{aligned}$$

Los parámetros β s, λ s y θ s del modelo y los $J + K - 2$ umbrales ($\mu_{1,0}, \mu_{2,0} = -\infty$; $\mu_{1,1}, \mu_{2,1} = 0$; $\mu_{1,j+1}, \mu_{2,k+1} = +\infty$), se estiman maximizando la suma de los logaritmos de la función de verosimilitud de todos los individuos de la muestra.

3.1. Definición de Variables

Ambas variables dependientes son categóricas, discretas y pueden asumir cualquier valor entre 1 y 10. La primera variable, *tolerancia a la desigualdad*, asume el valor 1 cuando la persona está totalmente de acuerdo con la afirmación: “los ingresos deberían hacerse más iguales” y en el extremo opuesto, el valor 10 si está totalmente de acuerdo con la afirmación: “deberían existir mayores diferencias en los ingresos de manera de incentivar el esfuerzo individual”.

La segunda variable dependiente, *responsabilidad gubernamental*, captura el grado de apoyo al Estado como garante del bienestar. Presenta el valor 1 cuando el individuo encuestado opina que “las personas deberían asumir individualmente más responsabilidades en cuanto a proveerse de medios de vida” y, en el otro extremo, el valor 10 si la persona piensa que “el Estado debería asumir más responsabilidades en cuanto a proporcionar medios de vida a todo el mundo”.

Las variables que capturan las características individuales compatibles con el *propio interés* son las siguientes:

Edad: edad medida en años del encuestado.

Edad al cuadrado: edad al cuadrado del encuestado, medida en años.

Género: se crea la variable dicotómica *hombre* que toma el valor 1 si la persona relevada es un hombre y cero si es mujer.

Nivel de educación: variable de tipo categórica que muestra el máximo nivel de educación alcanzado, tomando valores desde el 1 al 8; donde 1 representa primaria incompleta, 2 primaria completa, 3 secundaria incompleta, 4 secundaria completa, 5 terciario incompleto, 6

universidad incompleta, 7 terciario completo, 8 universidad completa y otros estudios superiores.

A partir de la variable original se crearon tres variables binarias para representar tres niveles de educación alcanzados: *educación 1* que incluye los 3 primeros niveles, es decir, hasta secundaria completa, *educación 2* que agrupa los niveles 4, 5 y 6 o universitaria incompleta y *educación 3* que agrupa los niveles 7 y 8 correspondientes a educación superior completa.

Escala de ingresos: es una variable categórica discreta que asume valores entre 1 y 10, correspondiendo el valor 1 cuando el individuo reporta que considera pertenecer al primer decil de ingresos y el valor 10 cuando, en el extremo opuesto, se ubica en el último decil. Con los datos de la variable original se definieron cinco variables binarias para representar los cinco quintiles de ingreso autorreportado, denominadas *quintil 1 de ingresos*, *quintil 2 de ingresos*, *quintil 3 de ingresos*, *quintil 4 de ingresos* y *quintil 5 de ingresos*.

Clase social: se crearon cinco variables dicotómicas para representar a los estratos sociales autoreportados. Debido a que la proporción de individuos que declararon pertenecer a la clase alta es muy pequeña en relación con las demás, se optó por combinarla con la clase media alta en una sola categoría. Así, las variables incluidas en el ajuste son *clase baja*, *clase trabajadora*, *clase mediabaja* y *clase media alta o alta*.

Estado Civil: se definieron cuatro variables dicotómicas y mutuamente excluyentes para representar, alternativamente, el estado civil de los encuestados: *soltero*, *casado (o unido de hecho)*, *divorciado/separado* o *viudo*.

Número de hijos: indica la cantidad de hijos de los encuestados de hasta 45 años. Se restringió la edad para capturar las personas que tienen hijos a su cargo. En el caso de las personas mayores a 45 la variable asume el valor 0.

Situación laboral: se captura mediante las siguientes variables dicotómicas: *empleado*, *desempleado*, *retirado*, *ama de casa* y *otras ocupaciones*.

Satisfacción económica del hogar: variable categórica que puede asumir valores entre 1 (completamente insatisfecho) y 10 (completamente satisfecho).

Desahorro: variable dicotómica que asume el valor 1 si el hogar desahorró, e incluso se endeudó en el último año al momento de efectuarse la encuesta.

En cuanto las *creencias* y *valores* se definieron las siguientes variables:

Confianza: es una variable categórica que se construye en base a la siguiente pregunta: ¿Diría usted que en general se puede confiar en la mayoría de la gente o bien, que nunca se es lo bastante prudente cuando se trata a los demás?. Si la persona responde se puede confiar en la mayoría de la gente, la variable confianza asume el valor 1 y 0 de otro modo.

Civismo: para captar el grado de civismo de las personas se definen 4 variables, *civismo en los beneficios estatales*, *civismo en el transporte público*, *civismo respecto de la evasión fiscal* y *civismo respecto de los sobornos*. Estas son variables binarias que toman valores de 0 y 1; 1 si la persona nunca justifica comportamientos como reclamar beneficios del estado a los que

uno no tiene derecho, evitar pagar el boleto en algún transporte público, engañar en el pago de impuesto, si se puede y que alguien acepte un soborno en el cumplimiento de sus obligaciones, respectivamente. Asume el valor será 0 si las personas justifican estos comportamientos en algún grado.

Ideología: es una variable categórica que indica donde una persona declara ubicarse en términos ideológicos, representando 1 izquierda y 10 derecha.

Libertad y control: la variable *libertad y control* indica el grado de control y libertad que el encuestado cree tener respecto de la manera en que se desarrolla su vida. Asume los valores 1 a 10, correspondiendo el valor 1 cuando el encuestado cree no tener ningún control sobre lo que suceda en su vida y el valor 10 en el extremo, cuando cree tener total control sobre la manera en que se desarrolla su vida.

Religiosidad: se construye una variable dicotómica que toma el valor 1 si la persona declara que es religiosa y 0 si manifiesta ser una persona no religiosa o atea.

Interés por la política: se la define a partir de la pregunta: ¿Cuan interesado está usted en política?. Puede asumir cuatro valores posibles: 1- Muy interesado, 2- Algo interesado, 3- No muy interesado y 4-Para nada interesado.

Las variables representativas del *capital social estructural y cognitivo* incluidas son las siguientes:

Confianza en las instituciones: indican el grado de confianza que el encuestado tiene respecto de cada una de las siguientes instituciones, la Iglesia, las Fuerzas Armadas, la Policía, la Prensa, los Sindicatos, el Parlamento, las Corporaciones, la Televisión, los Partidos Políticos y el Gobierno. Para cada una de las mencionadas instituciones se definió una variable cualitativa que asume valores discretos entre 1 y 4 a partir de la siguiente pregunta: “Voy a nombrarle una serie de organizaciones, para cada una de ellas, ¿podría decirme cuanta confianza tiene?: Ninguna confianza (1), no mucha (2), bastante (3) o mucha (4)”⁷

Capital Social: se creó la variable capital social para capturar al capital social estructural de los individuos. Es de tipo categórica y binaria, asumiendo el valor 1 si la persona afirma ser miembro activo de al menos una de las siguientes instituciones: iglesia, organizaciones deportivas, organizaciones artísticas, musicales o educativas, sindicatos, partidos políticos, organizaciones medioambientales, asociaciones profesionales, organizaciones humanitarias, organizaciones de consumidores y grupos de autoayuda y 0 en caso contrario.

Por último, para capturar el efecto temporal se definieron las variables Onda: cuatro variables binarias que asume el valor 1 si la persona ha sido encuestada en la onda correspondiente, y 0 de otro modo. *Onda 3* corresponde a la encuesta realizada en 1995, en tanto *Onda 4*, *Onda 5* y *Onda 6* a la realizada en 1999, 2006 y 2012 respectivamente.

⁷ Se invierte el orden respecto del cuestionario original, por razones de desarrollo de la estrategia empírica.

4. Resultados

En la tabla 3 se presentan los estadísticos descriptivos de las variables en cada una de las ondas empleadas en el estudio.

Tabla 3: Estadísticos descriptivos

	Onda 3			Onda 4			Onda 5			Onda 6		
	Obs	Prome dio	Desv. Est	Obs	Prome dio	Desv. Est	Obs	Prome dio	Desv. Est	Obs	Prome dio	Desv. Est
responsabilidad gubernamental	1050	5,70	3,04	1238	6,67	3,15	969	6,09	3,28	967	6,12	2,57
tolerancia a la desigualdad	1057	5,96	3,10	1239	4,90	3,25	974	5,33	3,32	979	4,75	2,59
edad	1079	42,73	17,15	1280	42,05	17,43	1002	42,55	17,59	1030	43,17	17,61
edad al cuadrado	1079	2120,0	1604,7	1280	2071,5	1639,1	1002	2119,3	1658,4	1030	2173,5	1683,5
hijos a cargo	1078	4	6	1280	2	6	1001	7	3	1029	3	1
hombre	1078	0,85	1,47	1280	0,99	1,65	1001	0,81	1,42	1029	0,68	1,17
soltero	1079	0,47	0,50	1280	0,47	0,50	1002	0,47	0,50	1030	0,47	0,50
casado	1079	0,24	0,43	1280	0,26	0,44	1002	0,27	0,44	1030	0,28	0,45
divorciado	1079	0,60	0,49	1280	0,58	0,49	1002	0,55	0,50	1030	0,53	0,50
viudo	1079	0,06	0,24	1280	0,08	0,26	1002	0,09	0,29	1030	0,11	0,31
ideología	1079	0,09	0,29	1280	0,08	0,27	1002	0,09	0,28	1030	0,09	0,28
religiosidad	872	5,69	1,82	870	6,00	2,13	690	5,53	1,89	829	5,34	1,86
quintil 1 de ingresos	1054	0,82	0,39	1225	0,84	0,37	958	0,80	0,40	976	0,68	0,47
quintil 2 de ingresos	880	0,29	0,46	1280	0,20	0,40	0	s/d	s/d	983	0,03	0,18
quintil 3 de ingresos	880	0,21	0,41	1280	0,20	0,40	0	s/d	s/d	983	0,25	0,43
quintil 4 de ingresos	880	0,27	0,44	1280	0,20	0,40	0	s/d	s/d	983	0,50	0,50
quintil 5 de ingresos	880	0,12	0,32	1280	0,20	0,40	0	s/d	s/d	983	0,22	0,41
clase baja	880	0,11	0,31	1280	0,20	0,40	0	s/d	s/d	983	0,01	0,09
clase trabajadora	1043	0,05	0,22	1231	0,10	0,30	955	0,09	0,29	1007	0,10	0,31
clase media baja	1043	0,41	0,49	1231	0,50	0,50	955	0,48	0,50	1007	0,30	0,46
clase media alta o alta	1043	0,41	0,49	1231	0,30	0,46	955	0,31	0,46	1007	0,56	0,50
educación 1	1043	0,13	0,33	1231	0,10	0,30	955	0,12	0,32	1007	0,03	0,18
educación 2	1079	0,53	0,50	1258	0,58	0,49	990	0,51	0,50	1024	0,30	0,46
educación 3	1079	0,35	0,48	1258	0,32	0,47	990	0,33	0,47	1024	0,55	0,50
satisfacción económica	1079	0,12	0,33	1258	0,10	0,29	990	0,16	0,37	1024	0,15	0,36
desahorro	1069	4,96	2,50	1263	5,49	2,53	988	6,46	2,40	1021	6,45	1,87
empleo	1038	0,20	0,40	1229	0,15	0,36	943	0,05	0,22	978	0,08	0,28
desempleado	1079	0,48	0,50	1280	0,51	0,50	1002	0,56	0,50	0	s/d	s/d
retirado	1079	0,12	0,32	1280	0,11	0,32	1002	0,07	0,26	0	s/d	s/d
ama de casa	1079	0,14	0,35	1280	0,13	0,33	1002	0,12	0,33	0	s/d	s/d
otras ocupaciones	1079	0,19	0,39	1280	0,18	0,38	1002	0,18	0,38	0	s/d	s/d
capital social	1079	0,07	0,26	1280	0,07	0,26	1002	0,07	0,25	0	s/d	s/d
cívismo en los beneficios estatales	1079	0,34	0,47	1280	0,00	0,00	1002	0,32	0,47	1030	0,33	0,47
	1062	0,69	0,46	1239	0,64	0,48	929	0,61	0,49	998	0,46	0,50

civismo en el transporte público	1070	0,61	0,49	1266	0,67	0,47	968	0,69	0,46	1005	0,56	0,50
civismo respecto de los sobornos	1072	0,88	0,33	1258	0,92	0,28	977	0,91	0,28	1011	0,80	0,40
civismo respecto de la evasión fiscal	1073	0,71	0,45	1270	0,77	0,42	973	0,85	0,36	1013	0,73	0,45
interés en la política	1074	3,08	0,95	1265	3,25	0,89	992	3,14	0,90	1014	2,86	0,95
confianza	1053	0,18	0,38	1248	0,16	0,37	983	0,17	0,37	996	0,23	0,42
confianza en la iglesia	1061	2,58	1,05	1267	2,81	1,06	986	2,54	1,02	1018	2,44	1,01
confianza en las fuerzas armadas	1032	1,97	0,88	1214	2,05	0,94	953	2,07	0,86	992	2,05	0,86
confianza en la policía	1062	1,95	0,80	1255	1,95	0,86	987	1,89	0,76	1017	1,93	0,82
confianza en la prensa	1057	2,22	0,81	1248	2,33	0,87	970	2,20	0,78	987	2,23	0,79
confianza en los sindicatos	1023	1,62	0,70	1198	1,68	0,74	947	1,59	0,63	981	1,80	0,74
confianza en el parlamento	1024	1,77	0,75	1190	1,69	0,73	959	1,71	0,70	984	2,00	0,81
confianza en las corporaciones	1012	2,10	0,81	1194	1,99	0,82	944	1,93	0,78	991	2,16	0,83
confianza en la tv	1058	2,08	0,77	1260	2,19	0,85	979	2,10	0,77	1012	2,19	0,81
confianza en los partidos políticos	1049	1,60	0,67	1240	1,56	0,67	979	1,58	0,65	994	1,80	0,72
confianza en el gobierno	1052	2,00	0,85	1240	1,85	0,83	974	2,17	0,80	1010	2,10	0,92
libertad y control	1040,00	7,09	2,26	1215,00	7,39	2,38	952,00	7,86	2,07	1009,00	7,38	1,69

Fuente: Elaborado en base a Encuesta Mundial de Valores. *s/d sin datos

La variable dependiente, *tolerancia a la desigualdad*, presenta diferencias en su distribución a lo largo de las cuatro ondas. Como puede apreciarse, su valor promedio, de 5.96 en el año 1995 (Onda 3) es inferior al de los tres restantes, siendo de 4.75 en 2012, indicando un corrimiento hacia la opinión de que los ingresos deberían hacerse más iguales. A continuación, se muestran los histogramas de la variable correspondientes a las ondas de 1995 y 2012.

Como puede observarse, entre 1995 y 2012 se incrementa el porcentaje de quienes apoyan fuertemente la igualdad de ingresos. En efecto, en 1995 el 14,3% de los encuestados acordaba totalmente con la afirmación de que los ingresos deberían hacerse más iguales, en tanto en 2012 dicha cifra se elevó a 16,1 %. Si se considera quienes responden entre 1 y 3, los porcentajes comienzan a distanciarse más, siendo de 25,8% y 34,9 %, en la onda 3 y 6 respectivamente. En tanto que, quienes acuerdan totalmente con las diferencias de ingresos para incentivar el esfuerzo individual se reduce del 21,1% en la onda 3 al 3,78% de los encuestados en la onda 6.

La segunda variable dependiente del modelo, *responsabilidad gubernamental*, también presenta cambios en su distribución entre el año 1995 y 2012. En el año 1995 el 19% de los encuestados seleccionaba el valor 1 o el valor 2 respecto de la pregunta sobre responsabilidad del gobierno, mientras que en el año 2012 estas dos categorías eran elegidas sólo por el 9% de los encuestados. Si se observa el otro extremo de la distribución de las opiniones, en el año 1995 el porcentaje de personas que seleccionaba las categorías 10 o 9 era del 17,5 %, pero en el año 2012, sólo el 9,2% contestaron 9 o 10 cuando se les preguntaba respecto del grado de responsabilidad del gobierno para proveer los medios de vida a las personas. Este cambio sugiere que las opiniones extremas se redujeron en 2012 respecto de 1995, es decir que la distribución se tornó más homogénea.

Figura 1: Distribución de frecuencias-Tolerancia a la desigualdad

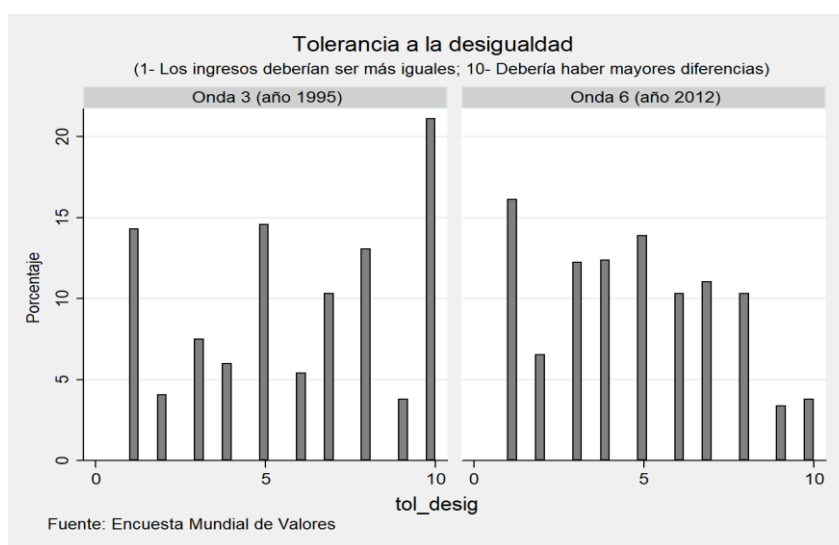
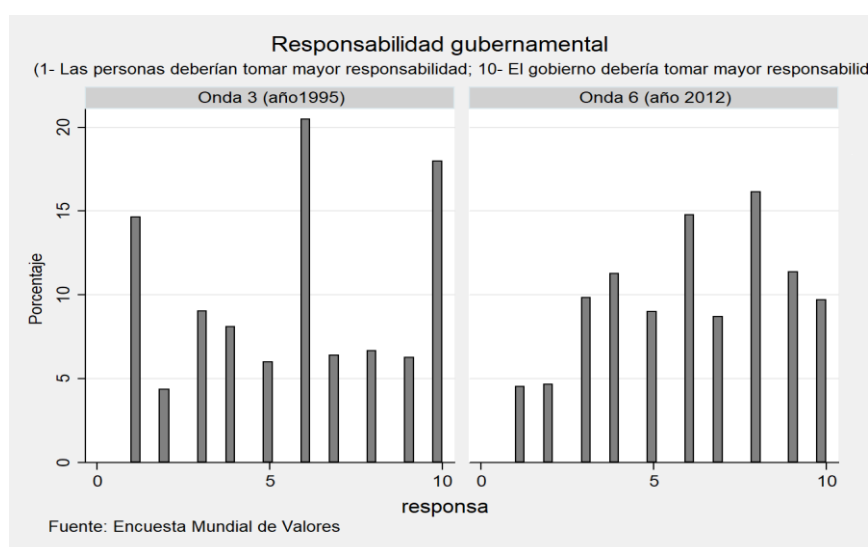


Figura 2: Distribución de frecuencias-Responsabilidad Gubernamental



4.1. Resultados del Modelo

Los resultados de las estimaciones del modelo probit ordenado bivariado se presentan en la tabla 4 y en el anexo ubicado al final del trabajo. La tabla 4 contiene los resultados del modelo que incluye variables categóricas indicativas del posicionamiento autoreportado en los quintiles de ingreso, mientras que en la tabla expuesta en el anexo A⁸ se presentan los resultados del modelo que incluye como variables de estratificación socioeconómica a las clases sociales autoreportadas. El motivo de esta estrategia responde a que en la onda 5 los ingresos de los encuestados no fueron relevados y de esta manera se pretende “recuperar” datos referidos a ese período. En los dos casos, se estiman los modelos con toda la muestra y con una submuestra de

⁸ con el objetivo de no recargar el texto con cuadros y tablas.

los individuos que pertenecen a las clases socio-económicas más favorecidas para analizar si existen diferencias significativas respecto de la hipótesis del “*propio interés*”. En las columnas (a) de las tablas citadas se indican los coeficientes estimados para el total de los individuos y en las columnas (b) para los individuos que se ubican en los quintiles 4 y 5 y en las clases sociales medias y altas, respectivamente.

Comenzando con las variables que aproximan el “*propio interés*”, los resultados con todas las observaciones sugieren que la probabilidad de apoyar una menor igualdad de ingresos es mayor para los individuos que consideran pertenecer a los estratos medios y altos de ingresos. En efecto, los coeficientes asociados a las variables *quintil 3 de ingresos* y *quintil 4 de ingresos* son positivos y estadísticamente significativos, indicando que quienes creen estar posicionados en los quintiles 3 o 4, tienen mayor probabilidad de estar a favor de una distribución más desigual del ingreso, respecto de quienes se autoreportan como pertenecientes al primer quintil. Cuando la variable dependiente relevante es el nivel de responsabilidad que debería tener el gobierno en proveer medios de vida a las personas, *responsabilidad gubernamental*, las variables que indican estratos de ingresos no parecen ser un determinante importante mientras que, como puede apreciarse en la tabla anexa A, pertenecer a las clases sociales medias y altas si disminuye la probabilidad de apoyar una mayor responsabilidad por parte del Estado, tomando como referencia a la clase baja. Por el contrario, cuando los ingresos y/o la clase social autorreportada no muestran un efecto significativo sobre las variables dependientes cuando solamente se consideran los individuos de los últimos quintiles de ingresos o las clases más altas.

Tabla 4: Resultados con variables indicativas de nivel de ingresos

	(a) Tolerancia a la desigualdad		(a) Responsabilidad gubernamental		(b) Tolerancia a la desigualdad		(b) Responsabilidad gubernamental	
	Coefficiente	Error Estándar	Coefficiente	Error Estándar	Coefficiente	Error Estándar	Coefficiente	Error Estándar
hombre	0.005	0,0493	-0.0101	0,0481	0.1270	0,0856	-0.0728	0,0847
edad	0.0195**	0,0094	0.0008	0,0090	0.0391**	0,0187	0.0138	0,0177
edad al cuadrado	-0.0002*	0,0001	-0.000	0,0001	-0.0003*	0,0002	-0.0001	0,0002
casado	-0.0635	0,0724	0.0585	0,0733	-0.2711**	0,1368	0.0069	0,1368
divorciado	-0.0094	0,1069	0.1413	0,1047	-0.1346	0,2037	-0.0376	0,2072
viudo	-0.0709	0,1212	-0.0659	0,1240	-0.1998	0,2424	0.2714	0,2483
hijos a cargo	-0.0434**	0,0203	0.0112	0,0208	-0.0478	0,0384	0.0648	0,0421
quintil 2 de ingresos	0.0482	0,0928	-0.0263	0,0908				
quintil 3 de ingresos	0.1832**	0,0900	-0.1616*	0,0891				
quintil 4 de ingresos	0.1720*	0,0949	-0.1394	0,0950				
quintil 5 de ingresos	0.1412	0,1022	-0.1666	0,1063	0.0118	0,1014	-0.0454	0,1040
religiosidad	0.1134*	0,0632	-0.0380	0,0616	0.0494	0,1038	0.0656	0,1050
ideología	-0.0043	0,0238	-0.0155	0,0222	-0.0059	0,0673	-0.0326	0,0598
educación 2	-0.4237**	0,1881	0.1881	0,1814	-0.4949	0,4629	0.4108	0,4267
educación 3	-0.9705***	0,2290	0.9035***	0,2252	-1.5210***	0,5037	1.1296**	0,4832
ideología * educación 2	0.0906***	0,0308	-0.0231	0,0303	0.1050	0,0754	-0.0630	0,0695
ideología * educación 3	0.1836***	0,0388	-0.1525***	0,0385	0.2534***	0,0827	-0.1807**	0,0785
civismo en los beneficios estatales	0.1125**	0,0502	0.0167	0,0495	0.0952	0,0888	-0.0176	0,0896

civismo respecto de la evasión fiscal	-0.0032	0,0542	-0.0393	0,0524	0.0761	0,0937	-0.0187	0,0892
satisfacción económica	0.0082	0,0125	-0.0276**	0,0130	-0.0013	0,0233	-0.0421*	0,0252
confianza	-0.031	0,0597	0.0497	0,0566	0.0334	0,0952	0.0063	0,0974
capital social	0.0125	0,0572	0.0047	0,0572	-0.0744	0,1092	0.2431**	0,1067
libertad y control	0.0321**	0,0131	-0.0300**	0,0130	0.0310	0,0246	-0.0024	0,0251
confianza en la iglesia	-0.0111	0,0287	-0.0343	0,0284	-0.0002	0,0496	-0.1108**	0,0481
confianza en la prensa	-0.0224	0,0330	0.0553*	0,0326	-0.0966*	0,0548	0.1049*	0,0554
confianza en los sindicatos	-0.1106***	0,0372	0.0520	0,0372	-0.0709	0,0670	0.0658	0,0668
confianza en el parlamento	-0.02138	0,0391	0.1425***	0,0392	-0.0060	0,0688	0.0875	0,0696
confianza en el gobierno	-0.0426	0,0366	-0.1152***	0,0357	-0.0736	0,0668	-0.1170*	0,0696
confianza en las corporaciones	0.0804**	0,0348	-0.1099***	0,0350	0.0814	0,0625	-0.0829	0,0646
confianza en la policía	0.0640*	0,0369	-0.0567	0,0366	0.1011	0,0726	-0.0766	0,0682
Onda 6	-0.4545***	0,0628	0.0716	0,0634	-0.4183***	0,1293	-0.0043	0,1269
Onda 5								
Onda 4	-0.2967***	0,0712	0.3196***	0,0714	-0.3449***	0,1221	0.4062***	0,1232
Prueba LR (ecuac. Indep.)	Prob > chi2 = 0.000 -0.2764 ***				Prob > chi2 = 0.000 -0.2669***			
athrho								
Número de Observaciones	1950				635			

***p<0.01 ** p<0.05 * p<0.10. Metodología Empírica: Probit Ordenado Bivariado con errores estándar ajustados por heterocedasticidad.

Fuente: Elaborado en base a Encuesta Mundial de Valores

Los coeficientes asociados a la variable edad y su cuadrado indican que las personas que han vivido más tienen mayor probabilidad de apoyar la desigualdad de ingresos, hasta cierto punto, ya que los signos de edad y edad al cuadrado son positivos y negativos respectivamente en todas las estimaciones. Si se acepta que existe una correlación positiva entre edad e ingresos, podría pensarse la hipótesis del “*propio interés*” es coherente con estos resultados. Cuando la variable dependiente relevante es el apoyo a una mayor intervención del gobierno, *responsabilidad gubernamental*, la edad no parece ser un determinante relevante de esta, independientemente de la forma en que se aproxime la condición socioeconómica de los encuestados, ni del alcance de la muestra (todos los encuestados o sólo los estratos más altos).

Con respecto al género, no se encuentra evidencia robusta de que esté asociado con las preferencias por la redistribución del ingreso o por el grado de responsabilidad gubernamental. Si se verificara que los ingresos de las mujeres son inferiores a los de los hombres, podría haberse esperado que éstas apoyaran mayor demanda de protección por parte del Estado. Sin embargo, esta hipótesis basada en el “*propio interés*” no se verifica, a diferencia de López Laborda y Sanz Arcega (2016).

En cuanto a las variables que indican nivel educativo, en las tablas puede observarse que los coeficientes que indican niveles educativos superiores son negativos y estadísticamente significativos en la mayoría de las estimaciones (con la muestra total y con la reducida) cuando

la variable dependiente relevante es la tolerancia a la desigualdad. Sucede algo similar cuando la variable explicada es el grado de responsabilidad que, creen los encuestados, debería tener un gobierno. Estos resultados sugieren que los individuos con mayor nivel educativo, tienden a preferir sociedades con ingresos más igualitarios y gobiernos con un mayor grado de responsabilidad. A primera vista, estos resultados son contrarios a lo esperado, ya que, si los ingresos están correlacionados con el nivel de educación, es razonable pensar que aquellos más educados sean menos propensos a apoyar una distribución más igualitaria desde el punto de vista del “*propio interés*”. Además, la mayor parte de los estudios empíricos encuentran una relación negativa entre apoyo a la igualdad de ingresos y educación (Algan et al(2016), Garcia Valiñas et al(2008) y López Laborda y Sanz Arcega(2016)).

Sin embargo, cuando se incluye la interacción entre ideología y niveles de educación, siguiendo a Alesina y Giuliano (2009), se observa una elevada significatividad estadística en los coeficientes asociados a ser de derecha y tener educación media y /o superior respecto a quienes solo completaron la educación primaria. Nótese que este efecto contrarresta el impacto de las variables que capturan el máximo nivel educativo alcanzado y se observa tanto en la muestra total como en la que incluye solamente a los individuos en mejor posición socioeconómica. Por un lado, a mayor nivel de educación alcanzado, mayor probabilidad de apoyar la igualdad de ingresos y un estado benefactor, pero dicho efecto se contrarresta (afianza) a medida que las personas más educadas se identifican con una ideología más cercana a la extrema derecha (izquierda).

Se efectuaron las estimaciones sin incluir la interacción entre educación e ideología, y los resultados acompañan parcialmente a lo observado en la literatura, es decir, los estratos con nivel educativo medio apoyan más la desigualdad de ingresos que los estratos bajos, pero los coeficientes no muestran resultados estadísticamente significativos para el estrato educativo más alto⁹. Este resultado, aunque coherente con la hipótesis del “*propio interés*”, excluye la posibilidad de analizar las preferencias de individuos que se declaran identificados ideológicamente hacia la izquierda y a la vez tienen un nivel educativo elevado.

La *satisfacción económica del hogar*, no parece tener relación con la preferencia por la igualdad de ingresos de los encuestados, pero sí se observa una relación estadísticamente significativa y negativa con el grado de responsabilidad gubernamental, entre todos los individuos y entre los que consideran pertenecer a los estratos y clases socioeconómicas más altos. Este hallazgo es coherente con las teorías del “*propio interés*”, dado que las personas con mayor nivel de satisfacción con su economía personal probablemente se identifiquen con aquellas que deban efectuar el mayor esfuerzo fiscal para financiar las políticas redistributivas por parte del Estado.

La última variable que intenta captar el propio interés es *hijos a cargo*¹⁰, indicando los resultados que cuando la variable dependiente a tener en cuenta es la tolerancia a la desigualdad, las personas con hijos a cargo presentan mayor probabilidad de apoyar la afirmación de que los ingresos deberían hacerse más iguales, al menos en el caso de la estratificación por estrato de ingresos en la muestra total. Podría pensarse que quienes tienen hijos a cargo sean más proclives a demandar más progresividad, ya que perciben un mayor riesgo de necesitar eventualmente asistencia. Estos resultados van en línea con la hipótesis del “*propio interés*”, ya que los agentes apoyan o no una mayor igualdad de ingresos en base su conveniencia, controlando por el efecto

⁹ Ver tabla anexa B

¹⁰ Otros autores la ubican como una variable que aproxima los riesgos de mercado laboral.

de sus creencias y valores y el momento en que se relevó la encuesta. Cuando la variable dependiente a tener en cuenta es *responsabilidad gubernamental*, no se encuentra evidencia robusta de que los individuos tiendan a creer que el gobierno debería tomar mayores responsabilidades a medida que éstos tienen una mayor cantidad de hijos a cargo, lo cual era a priori un resultado esperable.

Con respecto a las *creencias y valores*, puede apreciarse que los individuos que podrían catalogarse como cívicos acuerdan menos con la igualdad de ingresos que los restantes. Los coeficientes estimados para la definición de civismo en los beneficios que se le demandan al Estado son positivos y en general estadísticamente significativos en el caso de la variable dependiente *tolerancia a la desigualdad*. De acuerdo a Algan et al.(2016), las personas que actúan con responsabilidad cívica son menos proclives a apoyar mayor igualdad de ingresos porque perciben que el accionar por parte del Estado en esa línea implicará mayores impuestos que financiarán compensaciones monetarias que beneficiarán a quienes no necesariamente las merecen y de esa manera el estado de bienestar será menos eficaz. Si la variable explicada a tener en cuenta es *responsabilidad gubernamental*, el civismo en los beneficios muestra una relación negativa y estadísticamente significativa únicamente en la especificación que utiliza las clases sociales para estratificar a los individuos por nivel socio-económico. Nótese que este resultado se observa para la muestra total y para la reducida, afirmando que la buena conducta cívica no sería exclusiva de las personas de mayores ingresos o de clases sociales más elevadas. No obstante, la segunda definición de civismo, relacionada con la posición tomada por el encuestado respecto de la evasión de impuestos no explica de manera convincente a ninguna de las dos variables dependientes citadas.

La ideología resulta de particular interés como variable de control en este trabajo y se espera que aquellas personas más identificadas con la derecha tengan menor probabilidad de acordar con la igualdad de ingresos. A diferencia de otros trabajos, no resulta relevante para explicar el apoyo al estado de bienestar. Aunque, como ya se señalase antes, su interacción con la variable nivel educativo, se muestra fuertemente correlacionada con las dos variables explicadas del modelo expuesto.

Los resultados sugieren que el grado de religiosidad de una persona está directamente asociado a la probabilidad de apoyar la desigualdad, aunque dicha relación es estadísticamente significativa al 1% en el caso de los modelos de la tabla anexa A. Este resultado coincide con el encontrado en otros estudios y podría atribuirse a la convicción por parte de los individuos religiosos de que una entidad superior “todo lo controla” y, entre otras cosas, determina la distribución de los ingresos. Además, es importante aclarar que la religiosidad de las personas no muestra una asociación estadísticamente significativa con la variable dependiente *responsabilidad gubernamental*.

La variable *libertad y control* resulta significativa y presenta signo positivo, excepto en el caso de los individuos que perciben ubicarse en los dos quintiles superiores. Este resultado sugiere que la probabilidad de acordar con que los ingresos deben diferir para estimular el esfuerzo aumenta a medida que se fortalece la opinión de que es posible controlar los sucesos o bien, que quienes piensan el esfuerzo personal no produce ningún efecto real sobre los resultados son más propensos a apoyar la igualdad de ingresos, ya que desde su perspectiva éstos difícilmente reflejen el esfuerzo. Además, cuando se estima el efecto de esta variable sobre del grado de responsabilidad que debería asumir el gobierno, los coeficientes son

negativos y estadísticamente significativos asociándose a un mayor esfuerzo por parte de las personas y menor por parte del Estado.

Por último, se reportan los resultados referidos al bloque de variables relacionadas con el *capital social estructural y cognitivo*. Con respecto a las primeras, la variable capital social no resulta en general estadísticamente robusta cuando se considera toda la muestra y para las dos variables dependientes citadas. De esta manera, podría concluirse que la participación activa en instituciones religiosas y de la sociedad civil no influye en las preferencias distributivas de los individuos, tal como proponen Kerr(2014) y Yamamura (2012). En forma similar, tampoco se obtuvieron los resultados esperados para la variable *confianza*, que aproxima la confianza interpersonal de los individuos. No obstante, debe señalarse que es probable que las variables empleadas en este trabajo para aproximar el capital social no reflejen adecuadamente las interacciones entre los individuos.

Los resultados referidos a la confianza institucional son heterogéneos y dependen del tipo de instituciones consideradas. La confianza en la iglesia no parece ser un potencial determinante del apoyo al estado de bienestar, con excepción de la muestra que solamente incluye a los dos quintiles superiores de ingreso. Los individuos que declaran tener una mayor confianza en la prensa presentan un mayor acuerdo con que el gobierno debería asumir mayores responsabilidades respecto de proveer medios de vida a las personas, si bien, sólo en uno de los modelos esta relación es estadísticamente significativa al 5 %. Por otro lado, la confianza en los sindicatos señala una relación negativa y estadísticamente robusta respecto de la tolerancia a la desigualdad que declaran los encuestados solamente en el caso de la muestra que incluye a todos los individuos. Dada la función social primaria de los sindicatos, que es la de asegurar ingresos mínimos de los trabajadores, el resultado obtenido es razonable.

Los resultados también indican que, a mayor confianza en el Parlamento, mayor convicción por parte de los encuestados en que el gobierno debería tener un mayor grado de responsabilidad respecto de proveer mayores medios de vida a las personas, independientemente del nivel socioeconómico. Este resultado también coincide con los resultados esperables ya que el proceso de formulación de leyes es un instrumento relevante a la hora de ejecutar las políticas públicas necesarias para proveer mayores medios de vida a los ciudadanos.

La confianza en el gobierno disminuye significativamente el apoyo a un estado de bienestar, resultado observado en las estimaciones realizadas con la muestra total como con la reducida. Este hallazgo sugiere que, si los individuos confían en que el gobierno es una institución que hace su trabajo correctamente, están dadas las condiciones para que las diferencias de ingresos entre las personas reflejen las diferencias en sus niveles de esfuerzo. En el mismo sentido, la confianza en la policía y en las corporaciones está positivamente asociada a un menor apoyo a la igualdad de ingresos y a un estado de bienestar, especialmente en el modelo que incluye las variables de clase socioeconómica.

En general, los resultados relacionados a la confianza institucional sugieren que, cuando las personas confían en que las instituciones cumplen correctamente sus funciones (a excepción de los sindicatos), no consideran necesario apoyar a quienes tienen menores ingresos relativos, pues estarían dadas las condiciones para que los ingresos reflejen los resultados de los esfuerzos individuales.

Cuando se observan los coeficientes de las variables binarias que indican la onda en que fue realizada la encuesta, especialmente en el caso de la variable que aproxima la tolerancia a

la desigualdad de ingresos, se observa que en la onda 6 (año 2012) los individuos se inclinaron en general a creer en una sociedad con ingresos más igualitarios, respecto de la onda 3 (año 1995). Cuando la variable dependiente relevante es la *responsabilidad gubernamental* citada arriba, existe un patrón distinto, de hecho, es la onda 4 en la que se observa un mayor apoyo de la gente a la afirmación de que el Estado debería tomar una mayor responsabilidad en proveer medios de vida a las personas, siempre respecto de la onda 3, que opera como referencia excluida.

Por último, la prueba de la razón de verosimilitud (*prueba LR*) se efectúa para desarrollar una prueba de independencia de las ecuaciones, es decir, probar que $\rho = 0$. En este caso, se rechaza la hipótesis nula de la prueba, afirmándose que existe una correlación negativa estadísticamente significativa entre las características no observables que inciden en la probabilidad de estar de acuerdo con una menor preferencia por redistribución y aquellas no observables que influyen en la probabilidad de estar de acuerdo con que el Estado debería tomar más responsabilidades a la hora de proveer medios de vida a las personas.

4.2. Análisis de sensibilidad del apoyo al Estado de Bienestar

Con el objetivo de dimensionar cuánto cambian las probabilidades de apoyar al estado de bienestar ante cambios en los valores de sus principales determinantes, se exponen en la tabla 5 las probabilidades bivariadas calculadas para dos tipos de opiniones claramente opuestas. Respecto de los dos grupos de opiniones, se calculan y se suman las probabilidades promedio de que las personas opinen *tolerancia a la desigualdad* en un intervalo de 7 a 10 y *responsabilidad gubernamental* de 1 a 4 (“*anti*” estado de bienestar) en todas sus combinaciones posibles y se hacen los mismos cálculos para el caso en que las personas seleccionen valores de *tolerancia a la desigualdad* de 1 a 4 y de *responsabilidad gubernamental* entre 7 y 10 (“*pro*” apoyo al estado de bienestar).

Los cálculos exhibidos se efectúan para dos grupos bien diferenciados de valores de las variables explicativas más relevantes, por ejemplo, la tabla 5 sugiere que la probabilidad de apoyar al estado de bienestar (*tolerancia a la desigualdad* de 1 a 4 y *responsabilidad gubernamental* de 7 a 10) es menor para el nivel educativo bajo (22.86 %) respecto del nivel educativo alto, mientras que la probabilidad de apoyar la desigualdad de ingresos, conjuntamente con una menor injerencia del estado, es también menor para el mismo nivel educativo (15.9 %).

Si ahora se efectúa el mismo análisis, pero para el grupo de personas con nivel educativo alto, la probabilidad promedio de apoyar el estado de bienestar es de 24.98% y en el caso opuesto del 17.96 %. Lo que se infiere en primera instancia es que los individuos más educados tienen mayor probabilidad de apoyar las dos situaciones opuestas, probablemente por heterogeneidades ideológicas ya planteadas dentro del grupo de los más educados. En segundo lugar, las preferencias conjuntas no parecen ser simétricas ya que existe una inclinación hacia el apoyo del estado de bienestar, independientemente del nivel educativo.

Si a estos cálculos de probabilidades se los divide en los períodos previos y posteriores a la crisis de 2001, se aprecia que en la década del 90 la probabilidad de apoyar al estado de bienestar era menor que a principios del siglo XXI (21.82% y 25.31% respectivamente) y sucede lo contrario con la probabilidad de no estar de acuerdo con el estado de bienestar (17.22% y 14.59 %). Las personas menores de 40 años tienen una probabilidad promedio mayor

que el grupo de más de 40 años, de estar a favor de vivir en una sociedad con ingresos menos dispersos y un estado más activo a la hora de proveer medios de vida a los ciudadanos (24.16% y 21.79% respectivamente). Si bien, hay una mayor probabilidad promedio de apoyar al estado de bienestar que de no hacerlo, independientemente de la variable que se considera, salvo en el caso del nivel de confianza en las corporaciones.

En línea con los resultados ya descriptos, las personas que creen que tienen poco control sobre los resultados de su vida tienen una menor probabilidad promedio de apoyar la desigualdad de ingresos y un estado menos activo (13.02 %) que las personas que creen que tienen mayor control respecto de lo que sucede con su vida (17.27 %), lo contrario sucede al analizar la probabilidad de apoyar al estado de bienestar (27.25% y 21.8% respectivamente).

Tabla 5: Análisis de sensibilidad de la preferencia por el Estado de Bienestar

	<i>Tol. desigualdad (7 a 10) y Resp. gubernamental (1 a 4)</i>	<i>Tol. desigualdad (1 a 4) y Resp. gubernamental (7 a 10)</i>
Nivel educativo bajo	15,90%	22,86%
Nivel educativo alto	17,96%	24,98%
Pre crisis 2001	17,22%	21,82%
Post crisis 2001	14,59%	25,31%
Menos de 40 años	15,55%	24,16%
40 años y más	17,15%	21,79%
Poco control de los resultados	13,02%	27,25%
Mucho control de los resultados	17,27%	21,80%
Poca confianza en las corporaciones	14,54%	25,10%
Mucha confianza en las corporaciones	20,25%	18,44%

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta Mundial de Valores

El último factor expuesto es la confianza que las personas afirman tener en las corporaciones, y se aprecia que aquellos individuos con poca confianza en este tipo de institución tienen una menor probabilidad de apoyar la desigualdad de ingresos y un estado menos activo que aquellos con mayor confianza en este tipo de institución (14.54% y 20.25% respectivamente). En el otro extremo, las personas con mucha confianza en las corporaciones tienen una menor probabilidad de apoyar la redistribución de ingresos que aquellos con poca confianza en las grandes empresas (18.44% y 25.10% respectivamente).

5. Reflexiones finales

Este trabajo analiza los determinantes de las preferencias por una distribución más equitativa del ingreso y la presencia de un estado de bienestar que garantice la vida digna de los ciudadanos en Argentina abarcando el periodo 1995-2012. Se plantea la hipótesis de que las personas no eligen solamente apoyar una mayor distribución del ingreso si esperan verse favorecidas por dicha política, sino que existen un conjunto de *creencias* y *valores* que también influyen en la constitución de tal preferencia, como la religiosidad, la ideología, sus valores familiares y la percepción de la calidad institucional.

Los resultados indican que la hipótesis del “*propio interés*” se verifica. En efecto, los individuos ubicados en los estratos socioeconómicos más altos son menos propensos a apoyar la igualdad de ingresos y la responsabilidad del estado como garante de un nivel de vida digno, porque perciben que la mayor carga de financiación de las políticas redistributivas recae en ellos. Otra variable que integra el “*propio interés*”, el nivel educativo de las personas, muestra que las personas de mayor educación formal tienen más probabilidades de preferir sociedades con ingresos más igualitarios y gobiernos con un mayor grado de responsabilidad en la provisión de medios de vida a la ciudadanía. A primera vista, estos resultados son contrarios a la mayor parte de los estudios empíricos, los cuales encuentran una relación negativa entre apoyo a la igualdad de ingresos y educación, pero la especificación econométrica expuesta en este artículo además define una variable de interacción entre la ideología y el nivel educativo, la cual muestra también ser altamente significativa a nivel estadístico. Cuando se incorpora la interacción entre la ideología y el nivel educativo, esta última variable sugiere resultados contrarios a la teoría del “*propio interés*”, es decir, al menos sin contemplar la posición ideológica del encuestado (*creencias y valores*). Asimismo, parece verificarse que quienes perciben un mayor riesgo en el mercado laboral se muestran propensos a apoyar una sociedad más igualitaria.

Con respecto a los valores, se corrobora, en línea con la literatura relevada, que el civismo influye negativamente en las preferencias distributivas y en el apoyo al estado benefactor, al igual que la religiosidad, en coincidencia con otros estudios. Además, la probabilidad de acordar con que los ingresos deben diferir para estimular el esfuerzo y de con un estado menos protector, aumenta a medida que se fortalece la opinión de que las personas son responsables de sí mismas y en consecuencia, de los ingresos obtenidos.

Si bien es esperable que aquellas personas más identificadas con la derecha tengan menor probabilidad de acordar con la igualdad de ingresos, en este estudio no se corroboró estadísticamente, a diferencia de otros trabajos. Sin embargo, como se señaló, la interacción de la ideología con el máximo nivel educativo alcanzado resulta significativa, encontrándose que las personas con niveles educativos medios y altos identificados con la derecha tienen menor probabilidad de acordar con una distribución más igualitaria y con un estado protector.

En general, los resultados relacionados a la confianza institucional sugieren que, cuando las personas confían en que las instituciones cumplen correctamente sus funciones, no consideran necesario apoyar a quienes tienen menores ingresos relativos, pues estarían dadas las condiciones para que los ingresos reflejen los resultados de los esfuerzos individuales. Debe señalarse que los resultados no indican ninguna influencia del capital social interpersonal, aunque tal vez éste no fue correctamente capturado en las variables disponibles. Por último, es importante resaltar cómo los efectos temporales son significativos en la mayoría de las especificaciones, sugiriendo en particular un desplazamiento exógeno de las preferencias por una redistribución del ingreso más igualitaria a lo largo del periodo bajo estudio.

Por último, debe resaltarse que, si bien la hipótesis del “*propio interés*” explica el apoyo a una distribución del ingreso más igualitaria y el rechazo a un estado con mayor responsabilidad social, existen otras dimensiones del comportamiento individual que son necesarias para explicar el fenómeno, como las *creencias y valores* y la *calidad del funcionamiento de las instituciones*.

ANEXO A: Estimación con estratificación por clases sociales autoreportadas

Resultados con variables indicativas de clase social

	(a)		(a)		(b)		(b)	
	Tolerancia a la desigualdad		Responsabilidad gubernamental		Tolerancia a la desigualdad		Responsabilidad gubernamental	
	Coefficiente	Error Estándar	Coefficiente	Error Estándar	Coefficiente	Error Estándar	Coefficiente	Error Estándar
hombre	-0.0128	0,0430	0.0020	0,0421	-0.0389	0,0585	-0.0113	0,0572
edad	0.0213***	0,0083	-0.0021	0,0079	0.0395***	0,0117	-0.0021	0,0107
edad al cuadrado	-0.0001**	0,0001	0.0000	0,0001	-0.0003***	0,0001	0.0000	0,0001
casado	-0.0532	0,0653	0.0525	0,0649	-0.0590	0,0902	0.0449	0,0886
divorciado	-0.0322	0,0933	0.0971	0,0909	-0.1353	0,1292	-0.0171	0,1301
viudo	-0.1971*	0,1102	-0.0269	0,1090	-0.3543**	0,1610	0.1122	0,1586
hijos a cargo	-0.0263	0,0185	0.0080	0,0189	-0.0131	0,0279	0.0192	0,0279
clase trabajadora	0.0825	0,0949	0.0025	0,0870				
clase media baja	0.1404	0,0944	-0.0946	0,0860				
clase media alta o alta	0.1578	0,1122	-0.2369**	0,1061	0.0444	0,0746	-0.1700**	0,0770
religiosidad	0.1870***	0,0553	-0.0503	0,0544	0.1316*	0,0760	-0.0984	0,0738
ideología	-0.0074	0,0206	-0.0379*	0,0197	-0.0125	0,0366	-0.0451	0,0325
educación 2	-0.4238***	0,1629	0.1052	0,1591	-0.4815*	0,2664	0.2365	0,2437
educación 3	-0.8778***	0,1931	0.7051***	0,1962	-1.0393***	0,2860	0.6747**	0,2773
ideología * educación 2	0.0920***	0,0269	-0.0084	0,0268	0.1004**	0,0435	-0.0268	0,0402
ideología * educación 3	0.1730***	0,0333	-0.1134***	0,0346	0.1947*	0,0475	-0.1134**	0,0470
civismo en los beneficios estatales	0.1456***	0,0449	-0.0584	0,0439	0.1875***	0,0620	-0.1336**	0,0608
civismo respecto de la evasión fiscal	-0.0135	0,0490	-0.0238	0,0477	0.0597	0,0674	-0.0693	0,0673
satisfacción económica	0.0054	0,0112	-0.0244**	0,0114	0.0169	0,0158	-0.0231	0,0162
confianza	-0.0130	0,0504	0.0162	0,0492	-0.0872	0,0645	-0.0067	0,0644
capital social	0.0235	0,0501	-0.0007	0,0499	0.0055	0,0639	0.0629	0,0632
libertad y control	0.0276**	0,0111	-0.0276**	0,0110	0.0393**	0,0161	-0.0271*	0,0158
confianza en la iglesia	-0.0173	0,0251	-0.0086	0,0245	-0.0020	0,0338	0.0186	0,0332
confianza en la prensa	-0.0143	0,0289	0.0657**	0,0289	-0.0582	0,0404	0.0342	0,0408
confianza en los sindicatos	-0.1112***	0,0333	0.0246	0,0335	-0.0611	0,0468	0.0398	0,0465
confianza en el parlamento	-0.0322	0,0351	0.1315***	0,0355	-0.0135	0,0481	0.1741**	0,0485
confianza en el gobierno	-0.0302	0,0319	-0.0961***	0,0309	-0.0869**	0,0441	-0.1526***	0,0438
confianza en las corporaciones	0.1035***	0,0307	-0.1257***	0,0305	0.11506***	0,0424	-0.1431***	0,0433
confianza en la policía	0.0802**	0,0324	-0.0728**	0,0325	0.1258***	0,0453	-0.0749	0,0468
Onda 6	-0.4008***	0,0565	0.0625	0,0570	-0.3374***	0,0764	0.0018	0,0778
Onda 5	-0.1438**	0,0669	0.1203*	0,0681	-0.1362	0,0899	0.2111**	0,0920

Onda 4	-0.2831***	0,0646	0.3162***	0,0657	-0.1786*	0,0918	0.3428***	0,0936
Prueba LR (ecuac. Indep.)	Prob > chi2 = 0.000				Prob > chi2 = 0.000			
athrho	-0.2792***				-0.3323***			
Número de Observaciones	2557				1359			

***p<0.01 ** p<0.05 * p<0.10. Metodología Empírica: Probit Ordenado Bivariado con errores estándar ajustados por heterocedasticidad.

Fuente: elaborado en base a Encuesta Mundial de Valores.

ANEXO B: Estimación sin interacción entre ideología y educación

	Estimación con estratificación por ingresos				Estimación con estratificación por clases sociales			
	Tolerancia a la desigualdad		Responsabilidad gubernamental		Tolerancia a la desigualdad		Responsabilidad gubernamental	
	Coefficiente	Error Estándar	Coefficiente	Error Estándar	Coefficiente	Error Estándar	Coefficiente	Error Estándar
hombre	0.0031	0,0493	-0.0071	0,0482	-0.0163	0,0429	0.0056	0,0421
edad	0.0181*	0,0095	0.0020	0,0091	0.0208**	0,0083	-0.0017	0,0079
edad al cuadrado	-0.0001*	0,0001	-0.0000	0,0001	-0.0001**	0,0001	0.0000	0,0001
casado	-0.0605	0,0730	0.0539	0,0735	-0.0529	0,0654	0.0489	0,0650
divorciado	-0.0263	0,1080	0.1428	0,1048	-0.0570	0,0939	0.1011	0,0912
viudo	-0.0475	0,1201	-0.0824	0,1244	-0.1943*	0,1096	-0.0298	0,1092
hijos a cargo	-0.0428**	0,0204	0.0112	0,0208	-0.0251	0,0185	0.0079	0,0189
quintil 2 de ingresos	0.0614	0,0929	-0.0327	0,0908				
quintil 3 de ingresos	0.1857**	0,0904	-0.1644*	0,0892				
quintil 4 de ingresos	0.1954**	0,0953	-0.1559*	0,0948				
quintil 5 de ingresos	0.1792*	0,1023	-0.1988*	0,1065				
clase trabajadora					0.0834	0,0949	-0.0005	0,0870
clase media baja					0.1467	0,0943	-0.1003	0,0860
clase media alta o alta					0.2011*	0,1124	-0.2589**	0,1058
religiosidad	0.1396**	0,0631	-0.0537	0,0610	0.2060***	0,0552	-0.0581	0,0540
ideología	0.0556***	0,0151	-0.0446***	0,0146	0.0508***	0,0133	-0.0561***	0,0130
educación 2	0.1040*	0,0572	0.0464	0,0568	0.1064**	0,0498	0.0507	0,0493
educación 3	0.0495	0,0750	0.0675	0,0762	0.0718	0,0663	0.0917	0,0658
civismo en los beneficios estatales	0.1193**	0,0504	0.0137	0,0495	0.1518***	0,0450	-0.0598	0,0439
civismo respecto de la evasión fiscal	-0.0028	0,0540	-0.0411	0,0524	-0.0116	0,0489	-0.0269	0,0477
satisfacción económica	0.0077	0,0125	-0.0273**	0,0130	0.0043	0,0112	-0.0240**	0,0114
confianza	-0.0417	0,0597	0.0616	0,0568	-0.0168	0,0504	0.0199	0,0492
capital social	-0.0065	0,0567	0.0201	0,0570	0.0122	0,0499	0.0057	0,0498
libertad y control	0.0318**	0,0131	-0.0300**	0,0130	0.0278**	0,0111	-0.0281**	0,0110
confianza en la iglesia	-0.0057	0,0288	-0.0392	0,0283	-0.0146	0,0251	-0.0106	0,0245
confianza en la prensa	-0.0213	0,0331	0.0557*	0,0328	-0.0106	0,0288	0.0653**	0,0289
confianza en los sindicatos	-0.1236***	0,0370	0.0585	0,0370	-0.1264***	0,0331	0.0305	0,0334
confianza en el parlamento	-0.0331	0,0393	0.1505***	0,0393	-0.0424	0,0352	0.1362***	0,0356

confianza en el gobierno	-0.0349	0,0367	-0.1191***	0,0357	-0.0254	0,0320	-0.0962***	0,0309
confianza en las corporaciones	0.0887***	0,0346	-0.1159***	0,0351	0.1112***	0,0306	-0.1314***	0,0306
confianza en la policía	0.0697*	0,0368	-0.0606*	0,0366	0.0864***	0,0324	-0.0751**	0,0325
Onda 6	-0.4552***	0,0622	0.0781	0,0633	-0.3996***	0,0563	0.0683	0,0571
Onda 5					-0.1536**	0,0666	0.1279*	0,0679
Onda 4	-0.3132***	0,0709	0.3323***	0,0710	-0.2897***	0,0645	0.3188***	0,0655
Prueba LR(ecuac. Indep.)	Prob > chi2 = 0.000				Prueba LR (ecuac. Indep.) Prob > chi2 = 0.000			
athrho	-0.2834***				athrho 0.2833***			
Número de Obs.	1950				Número de Obs. 2557			

***p<0.01 ** p<0.05 * p<0.10.

Metodología Empírica: Probit Ordenado Bivariado con errores estándar ajustados por heterocedasticidad

Fuente: Elaborado en base a Encuesta Mundial de Valores

Referencias

- Alesina, A. F. and Giuliano, P. (2009). Preferences for redistribution. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Algan, Y., Cahuc, P., and Sangnier, M. (2016). Trust and the welfare state: The twin peaks curve. *The Economic Journal*, 126(593):861–883.
- De Santis, M. (2015). Civismo y preferencias sociales sobre la distribución del ingreso. Una aplicación al caso argentino. Technical report, Asociación Argentina de Economía Política.
- Fong, C. (2001). Social preferences, self-interest, and the demand for redistribution. *Journal of Public Economics*, 82(2):225–246.
- Fried, B. J. (2012). Distributive politics and conditional cash transfers: the case of brazilian bolsa família. *World Development*, 40(5):1042–1053.
- García-Valiñas, M. A., Llera, R. F., Torgler, B., et al. (2008). More income equality or not? An empirical analysis of individuals' preferences for redistribution. Technical report, School of Economics and Finance, Queensland University of Technology.
- Gasparini, L. and Cruces, G. (2010). Las asignaciones universales por hijo en argentina: impacto, discusión y alternativas. *Económica*, 56.
- Keely, L. C. and Tan, C. M. (2008). Understanding preferences for income redistribution. *Journal of Public Economics*, 92(5):944–961.
- Kerr, W. R. (2014). Income inequality and social preferences for redistribution and compensation differentials. *Journal of Monetary Economics*, 66:62–78.

- Laborda, J. L. and Arcega, E. S. (2016). Las preferencias por la redistribución de los españoles a comienzos del siglo xxi. *Revista de Estudios Políticos*, (171):137–166.
- Piketty, T. (1998). Self-fulfilling beliefs about social status. *Journal of Public Economics*, 70(1):115–132.
- Rainer, H. and Siedler, T. (2008). Subjective income and employment expectations and preferences for redistribution. *Economics letters*, 99(3):449–453.
- Reynoso, L. H. and Villarreal, C. C. (2015). La política social y la crisis económica: ¿son progresivas las transferencias en México? *Contaduría y administración*, 60:169–194.
- Sajaia, Z. (2008). Maximum likelihood estimation of a bivariate ordered probit model: implementation and monte carlo simulations. *The Stata Journal*, 4(2):1–18.
- Schofer, E. and Fourcade-Gourinchas, M. (2001). The structural contexts of civic engagement: Voluntary association membership in comparative perspective. *American Sociological Review*, pages 806–828.
- Scott, D. M. and Axhausen, K. W. (2006). Household mobility tool ownership: modeling interactions between cars and season tickets. *Transportation*, 33(4):311–328.
- Yamamura, E. (2012). Social capital, household income, and preferences for income redistribution. *European Journal of Political Economy*, 28(4):498–511.
- Zmerli, S. and Castillo, J. C. (2015). Income inequality, distributive fairness and political trust in latin america. *Social science research*, 52:179–192.