

Economic Inequality and Social Trust: Evidence from Changes Observed in 19 Countries between 1990 and 2020

Desigualdad económica y confianza social: evidencia de los cambios observados en 19 países entre 1990 y 2020

Cristian Márquez Romo

Key words

- Longitudinal Components
- Cross-Sectional Components
 - Social Trust
 - Economic Inequality
 - REWB

Palabras clave

- Componentes longitudinales
- Componentes transversales
 - Confianza social
 - Desigualdad económica
 - REWB

Abstract

Relying on aggregate-level or cross-sectional survey data, extant research suggests that economic inequality erodes social trust. In this article we distinguish between cross-sectional and longitudinal components of inequality, using a sample of approximately 140,000 individuals in 19 countries over a thirty year period (1990-2020). Accounting for individual-level predictors as well as the direct and conditional effect of income, findings suggest a strong negative association between inequality and trust among countries. Individuals from countries with higher levels of inequality systematically report lower levels of trust, but evidence is less clear to substantiate that individuals are less trusting of one another during times of higher inequality. In the second part of the paper, we reassess these findings using subnational data for Spain between 2008 and 2022.

Resumen

Análisis agregados o con datos individuales de sección cruzada indican que la desigualdad económica erosiona la confianza social. Este trabajo reevalúa esta asociación distinguiendo entre los componentes transversales y longitudinales de la desigualdad, usando para ello una muestra de casi 140 000 individuos de 19 países, a lo largo de treinta años (1990-2020). Los resultados sugieren que hay una relación negativa y robusta entre desigualdad y confianza entre países controlando por variables sociodemográficas y actitudinales, y por el efecto directo y condicional del ingreso. Los individuos en países con mayor desigualdad reportan sistemáticamente menor confianza social, pero la evidencia es menos consistente con que la confianza varíe con la desigualdad. En la segunda parte del trabajo se reafirman estos hallazgos utilizando datos a nivel subnacional de España entre 2008 y 2022.

Citation

Márquez Romo, Cristian (2024). "Economic Inequality and Social Trust: Evidence from Changes Observed in 19 Countries between 1990 and 2020". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 185: 119-144. (doi: 10.5477/cis/reis.185.119-144)

Cristian Márquez Romo: Universidad de Salamanca | cmarquez@usal.es



INTRODUCTION

Interest in the study of inequality has existed since the emergence of the social sciences, given its consequences on key issues for the development of countries, such as economic growth, violence, public health, corruption or democracy (Easterly, 2007; Kapstein and Converse, 2008; Subramanian and Kawachi, 2004; Wilkinson and Pickett, 2009; You and Khagram, 2005). Over recent decades, this interest has increased, due to the evidence of the rise in levels of economic inequality worldwide (Pikkety and Sáez, 2014; Sánchez-Ancochea, 2020; Zuckman, 2019).

A central discussion regarding the consequences of inequality questions its effects on interpersonal trust (Bjørnskov, 2008; Cozzolino, 2011; Fairbrother and Martin, 2013; Uslaner and Brown, 2005; among others). Much of the literature agrees that economic inequality erodes social trust (e.g., Bjørnskov, 2008; Freitag and Bühlmann, 2009; Uslaner, 2002; Wilkinson and Pickett, 2009), based on aggregate (e.g., Bjørnskov, 2007, 2008; Uslaner and Brown, 2005) or individual cross sectional data (e.g., Alesina and La Ferrara, 2002; Freitag and Bühlmann, 2009; Wilkinson and Pickett, 2009). The level of aggregation at which this relationship becomes more relevant continues to be unknown (Fairbrother and Martin, 2013; Hastings, 2018; Kanitsar, 2022; Suryahadi *et al.*, 2023). Few studies have tested this association using comparative longitudinal survey data, despite their advantage as compared to aggregate data, which increases the risk of engaging in ecological fallacies (Diez, 2003; Fairbrother, 2014; Subramanian *et al.* 2009). Using this approach, allows us to evaluate this relationship while controlling for compositional effects at an individual level, introducing interactions between levels and combin-

ing the advantages of multilevel analysis with those of panel data¹ (Schmidt-Catran, Fairbrother and Andreß, 2019).

This work presents the results of multilevel random effects within and between (REWB) regression models, estimated from a sample of approximately 140 000 individuals from 19 countries, observed in five rounds of the World Values Survey (WVS), over thirty years (1990-2020). The results suggest the existence of a robust negative relationship between economic inequality and social trust between countries. This effect was maintained by controlling for sociodemographic and attitudinal variables, and by the direct and conditional effect of income. In line with prior findings, the results suggest that individuals in countries with greater inequality systematically report lower levels of interpersonal trust. But the evidence is less consistent for individuals displaying less trust in others as inequality levels increase. In the second part of the study, these findings are reconfirmed, analyzing seven rounds of the European Social Survey for Spain between 2008 and 2022. The conclusions section discusses the possibility that the effect of inequality may result from gradual changes, thus highlighting the importance of evaluating the link between economic inequality and social trust, emphasizing the effect of time, the levels of aggregation, and using indicators capturing of the effect of inequality both at an income level and a spatial or territorial level.

¹ It should be noted that comparative and longitudinal data are not panel data in the strictest sense (i.e., the same individuals observed on more than one occasion), but rather, they are repeated cross sections in which different individuals are observed periodically (Fairbrother, 2014). In this work, most countries have been surveyed on four (e.g., Sweden, Argentina) or five occasions (e.g., the United States, Peru) (see Tables A1 and A3, Appendix).

ECONOMIC INEQUALITY AND SOCIAL TRUST: THEORETICAL CONSIDERATIONS

Since the 19th century, the social sciences in general, and sociology specifically, have emphasized the importance of interpersonal trust as a sort of “social contract” enabling many of the society’s forms of exchange (Durkheim, 1893). Social trust results in more fluent societal transactions and interactions, improving coexistence and spontaneous cooperation between individuals (Cook, 2005). While high levels of trust are associated with higher levels of public security, economic growth and lower levels of corruption and ideological radicalization (Berning and Ziller, 2017; Knack and Keefer, 1997; La Porta *et al.*, 1997; Morris and Kleser, 2010; Sampson *et al.*, 2002), in societies with high levels of social distrust, it may be more difficult to peacefully resolve conflicts, and the costs associated with the use of force and coercion are likely to increase (Jordahl, 2008; Svendsen and Svendsen, 2008). In general terms, social trust (i.e., the belief that one can trust most people in a society) is necessary in order for “social order” to exist, in the broadest sense of the term (Fairbrother and Martin, 2013).

Given the positive consequences of interpersonal trust, a relevant research agenda focuses on identifying its causes. Much of the literature suggests that economic inequality reduces interpersonal trust (e.g., Bjørnskov, 2008; Freitag and Bühlmann, 2009; Uslaner, 2002; Wilkinson and Pickett, 2009). Consensus exists in the literature regarding this association and some authors have sustained that economic inequality is the main determinant of interpersonal trust (e.g., Uslaner, 2002: 186).

But how and why does economic inequality erode interpersonal trust? Two main mechanisms have been explored: social ties

or “social fractionalization” and social resentment or “inference about social relations.” Firstly, in societies with elevated levels of inequality, the relationship between social classes tends to be more complex. Humans tend to trust those who they view as being similar to them, in terms of income or wealth. Therefore, in societies with higher levels of inequality, these similarities and differences tend to be accentuated (Coleman, 1999; Fukuyama, 1995). The presence of large economic gaps may result in increasing distance between social classes, reinforcing the tendency to trust increasingly closer circles (e.g., the family or individuals belonging exclusively to certain social spheres).

In very unequal societies, the family tends to be the only social nucleus that people trust, causing trust in others to depend on the degree of “familiarity” between the individual and the other who is to be trusted (or not) (Hardin, 2006)². Social fractionalization erodes levels of interpersonal trust when it becomes increasingly difficult for individuals from different social classes to have common experiences and, even if they do have them, they are of little use in cultivating trust given the unlikelihood of future interactions (Coffé and Geys, 2006; Hastings, 2018; Kawachi *et al.*, 1997; Ridgeway, 2014). Social segregation causes individuals to live increasingly different lives, making it difficult to create social ties and enhance social cohesion (Bjørnskov, 2008).

In addition to the importance of social ties or social fractionalization, much of the literature has focused on evaluating the extent to which certain types of experiences may erode social trust (Delhey and Newton, 2003; Freitag and

² To the contrary, in societies with higher levels of equality, the inherent uncertainty in establishing relationships with people about whom we do not have sufficient information is reduced, increasing incentives to cooperate with those we do not directly know.

Traunmüller, 2009; Welch *et al.*, 2007). On the one hand, being disadvantaged and having difficulties in getting ahead, as is the case with those from disadvantaged sectors of a society, may have negative effects on standard of living as compared to those from more advantaged sectors. Perceiving others enjoying an unattainable standard of living, while experiencing subsistence difficulties, may affect the possibility of establishing cooperative relationships between groups. As income concentrates within the 1% of the population, the “99%” can feel exploited or marginalized, increasing distrust between social classes (Rothstein and Uslaner, 2005). The wider the gap between the rich and the poor, the more likely that those in disadvantaged positions will make negative social inferences towards those situated at the opposite extreme of the hierarchy (see experimental evidence from Gallego, 2016).

At the same time, in societies with high levels of inequality, individuals tend to be more sensitive about the place that they hold in society in economic terms (Hastings, 2018)³. This may have consequences on those with average and high incomes, who internalize the importance of differentiating themselves economically in terms of status, creating a sort of “competition” between social classes that affects reciprocity, cooperation and social trust (Wilkinson and Pickett, 2009, 2017).

The effect of social fractionalization and social inferences may be a consequence of accumulated experiences that condition an individual’s expectations regarding the extent to which they can trust others, on a societal level. The mechanism leading individuals to trust others may re-

spond to intergenerational patterns shaping an individual’s expectations as to who they can and cannot trust. Therefore, to contrast the *inequality-trust* hypothesis, the treatment of time and aggregation levels takes on special relevance (e.g., Fairbrother and Martin, 2013; Hastings, 2018; Kanitsar, 2022; Suryahadi *et al.*, 2023). Despite the large consensus affirming a negative relationship between economic inequality and social trust (e.g., Bjørnskov, 2008; Freitag and Bühlmann, 2009; Wilkinson and Pickett, 2009), most of these works rely on cross-sectional national or subnational aggregate or individual data (e.g., Alesina and La Ferrara, 2002; Bjørnskov, 2007; Freitag and Bühlmann, 2009; Uslaner and Brown, 2005; Wilkinson and Pickett, 2009). However, studies that simultaneously evaluate the effect of transversal and longitudinal components of inequality have introduced important nuances. Fairbrother and Martin (2013) found a negative relationship between economic inequality and social trust between US states, but not within the states over time (and no type of relationship at a county level). On the other hand, using the same survey as Fairbrother and Martin (2013), the General Social Survey, for a more extended period of time (1973-2012), Hastings (2018) found limited evidence of a cross-sectional relationship and further evidence of a longitudinal relationship suggesting the mechanism of social ties or social fractionalization.

According to these theoretical considerations, if inequality is the cause of trust levels, one would expect both a transversal and longitudinal effect. In this sense, economic inequality is expected to negatively influence levels of social trust, both between and within countries. Therefore, the following hypotheses were created:

H1: In countries with higher levels of economic inequality, individuals are less likely to trust others.

³ As described by Hastings (2018), in very unequal societies, differentiating in terms of status tends to be very important, as reflected by the consumption of goods, such as cars, homes or luxury goods, to reaffirm the individual’s economic status (Bricker, Krimmel and Ramcharan, 2014 and Walasek and Brown, 2016, cited in Hastings, 2018).

H2: Changes in levels of economic inequality are systematically associated with changes in levels of social trust. Individuals are less trusting of others during times of greater inequality.

DATA AND METHODOLOGY

Data: international level

To contrast the hypothesis at an international level, the World Values Survey (WVS) was used. The WVS is especially useful for analyzing the evolution of attitudes and values of individuals from approximately sixty countries over more than three decades. This made it possible to evaluate changes in levels of social trust in a total of 19 countries, observed in at least four survey rounds over three decades (1990-2020)⁴. The selection responds to the greatest number of countries as valid observations available during the longest period of time, having the dual purpose of a) calculating the longitudinal effect of economic inequality with the greatest possible number of degrees of freedom, b) based on a sample in which all countries have a similar weight in temporal terms. This results in a sample with a total of 144 996 individuals, 87 country-years and 19 countries.

The dependent variable: interpersonal trust

The dependent variable is dichotomous, operationalized from the following question: "In general, would you say that most people can be trusted or that you need to be very careful when dealing with people?"⁵. This

question has been validated in both observational and experimental studies (e.g., Fairbrother and Martin, 2013; Johnson and Mislin, 2012; Knack and Keefer, 1997). The dependent variable has been recoded, assigning a 1 to those who agree that "most people can be trusted" and a 0 to those who believe that "you need to be very careful". Between 1990 and 2020, 73.31 % of the surveyed individuals believed that "you need to be very careful". The countries having higher percentages of individuals believing that they could trust others were Sweden (65), China (60) and Australia (49), while those who were the least trusting were Brazil (7), Peru (7) and Colombia (10). Table A2 in the Appendix presents the average of the dependent variable per country between 1990 and 2020.

Independent variable: economic inequality

The main variable of interest is economic inequality, measured at a country level. Income inequality (*post-tax, post-transfer*) was used, calculated from the Gini Index, based on the "Standardized World Income Inequality Database" (SWIID) (Solt, 2020). The SWIID is partially useful for obtaining an approximation of the levels of global inequality, maximizing the comparability of the available data and harmonizing sources such as the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD), the World Bank or the Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC)⁶. Theoretically, the Gini Index varies between 0 and 100, where 0 indicates perfect equality (all of the individuals have the same income) and 100 represents perfect inequality (all the income of a country concentrated in one single individual). Table A2 of the Appendix presents the average of the independent variable by country between 1990 and 2020.

⁴ Argentina, Australia, Brazil, Canada, Chile, China, Colombia, India, Japan, Mexico, Nigeria, Peru, Russia, South Africa, South Korea, Spain, Sweden, Turkey and the United States. Table A1 in the Appendix summarizes the countries and waves included in the analysis.

⁵ Q57: "Generally speaking, would you say that most people can be trusted or that you need to be very careful in dealing with people?"

⁶ See more at: <https://fsolt.org/swiid/>

Control variables: country level

Economic development. Previous studies have suggested that to ensure that the effect of the Gini Index is not spurious, it is necessary to control for levels of economic development (Kanitsar, 2022; Schmidt-Catran, 2016). To control for a potential effect of the level of economic development on the levels of interpersonal trust, the logarithm of real GDP per capita (in purchasing power parity) was calculated by country-year, according to the Penn World Table (PWT) 10.0 (Feenstra, Inklaar and Timmer, 2015).

Population density. Again, to control for a possible effect of population density levels, a logarithm of population density was included, based on the PWT 10.0 (Feenstra, Inklaar and Timmer, 2015).

Control variables: individual level

Personal and economic satisfaction. Recent studies suggest that personal and economic satisfaction may attenuate the relationship between inequality and trust (Graafland and Lous, 2019; Hastings, 2018). To control for a possible effect of levels of personal and economic satisfaction on interpersonal trust levels, we included two variables: 1) life satisfaction and 2) personal economic satisfaction. Both relied on a scale of 1 to 10, where 1 indicated “completely unsatisfied” and 10 referred to “completely satisfied”.

Income. As previously mentioned, Wilkinson and Pickett (2009, 2017) suggested that in societies with higher levels of inequality, individuals tend to be more sensitive with respect to their economic status. This may generate the tendency to internalize the difference in terms of status, resulting in a sort of “competition” between social classes that reinforces differences between groups and erodes trust. To control for a possible effect of social class on trust levels, a variable was included by which respondents were asked what income group

they belonged to (with reference to all of their income: salaries, pensions, aid, etc.) on a scale from 1 to 10, with 1 indicating the country’s lowest income group and 10 representing the highest. In addition to controlling for the possible direct effect of income on trust levels, we controlled for the conditional effect of income on the relationship between inequality and trust.

Religion. Some studies suggest that individuals who consider themselves religious tend to be more trusting of others (Daniels and Ruhr, 2010; Dingemans and Ingen, 2015). To control for a possible effect of religious beliefs on levels of trust, a dichotomous variable was included, asking individuals if they consider themselves religious (1 for those responding positively).

Sociodemographic characteristics. This was controlled for using three standard sociodemographic variables: sex (1 woman), age (a continuous variable, with an average of 41 years) and educational level (recoded from three categories; 1 Low, 2 Average and 3 High).

DATA: SUBNATIONAL LEVEL

To analyze the relationship between inequality and trust at a subnational level, seven rounds of the European Social Survey (ESS) were used for Spain. The ESS is especially useful for analyzing changes in attitudes and values in Europe based on survey data of individuals observed every two years since 2001. The Spanish case is used, for three main reasons: On the one hand, preliminary analyzes at an international level suggest a clearly negative relationship to exist between countries. While countries such as Sweden, China and South Africa deviate considerably from the regression line, others offer a high degree of “typicality” (difference between the observed and predicted value). A typical case is one that is reasonably explained by a previously ex-

isting model. Therefore, the researcher's puzzle of interest underlies the case (Seawright and Gerring, 2008). The work focusing on the Spanish case considers that a) the use of a subnational approach is especially useful since selecting a small quantity of cases means having a very small N at level 2 (Schmidt-Catran, Fairbrother and Andreß, 2019), b) Spain is one of the countries participating in the highest number of ESS rounds and has numerous observations available at a subnational level for more than a decade, c) official data were obtained on income inequality for all of the autonomous communities of Spain throughout the period included in the ESS (2008-2022). This results in a total of 13 994 individuals, 119 autonomous communities-year and 17 autonomous communities.

The dependent variable: interpersonal trust

We operationalize the dependent variable at a subnational level, based on the question: "Do you think that most people would try to take advantage of you if they got the chance, or would they try to be fair?"⁷. This question is based on a scale of 0 to 10, where 0 is if it is believed that most people would try to take advantage of you and 10 is believing that most people behave fairly. The dependent variable at a subnational level, distinct from that used at an international level, permits the presentation of two distinct approximations to the same phenomena, using two questions validated by the corresponding literature (Kennedy *et al.*, 1998; Hastings, 2018). Between 2008 and 2022, an average of 5.35 Spaniards assured that they believe that most people behave fairly. The autonomous communities having the largest percentage of individuals who believe that most people behave fairly

are Navarre (5.7) and the Basque Country (5.8), whereas those having the lowest percentage are the Canary Islands (4.8) and the Balearic Islands (5.1). Table A4 in the Appendix presents the average of the dependent variable by autonomous community for the entire period analyzed.

Independent variable: economic inequality

The dependent variable is income inequality measured at an autonomous level, calculated based on the S80/S20 ratio⁸, of the "Spanish National Statistics Institute" (INE) (INE, 2021). This indicator measures income inequality by calculating the relationship between the mean value obtained by the 20 % of the population with the highest income and the mean income obtained by the 20 % of the population with the lowest income. The autonomous communities having the highest levels of inequality are the Canary Islands (7.2) and the Balearic Islands (7.2), whereas those with the lowest levels of inequality are Navarre (4.6) and Castile and Leon (4.9)⁹. Table A4 in the Appendix presents the average of the independent variable for each autonomous community.

⁸ See more at: https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259944509412&p=1254735110672&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayOut¶m1=PYSDetalleFichaIndicador¶m3=1259937499084

⁹ To obtain more reliable estimates, Ceuta and Melilla were excluded from the analysis, given that they are *outliers* in their levels of inequality. According to the INE (2021), between 2008 and 2021, the S80/S20 average for all of the autonomous communities, including Ceuta and Melilla, was 6.1. This value is 5.7 when excluding them. Meanwhile, the maximum level of inequality between 2008-2021, when excluding these two cases, is 10.1 (corresponding to the Canary Islands in 2015), increases to 15 when including Ceuta and Melilla (corresponding to the years 2009 and 2020, respectively). The average value for these two cases during the entire period is 9.8. On the other hand, considering that, as compared to the other autonomous communities, La Rioja has a reduced number of observations for some years, in supplementary analyses we report additional models that exclude this case. The results are similar (see Table A6, Appendix).

⁷ A5: "Using this card, do you think that most people would try to take advantage of you if they got the chance, or would they try to be fair?"

Control variables: country level

As done at an international level, we controlled for the levels of economic development and population density, calculated based on data from the Spanish National Statistics Institute (INE). To measure the level of economic development, income per capita for each autonomous community was calculated for each available year of the sample. The logarithm of both indicators was introduced to optimize the estimates.

Control variables: individual level

At an individual level, we controlled for a set of variables which, as previously mentioned, may attenuate the relationship between inequality and trust: personal satisfaction and satisfaction with the economy (two variables having a scale from 0 to 10, where 0 is completely unsatisfied and 10 is completely satisfied), religion (with a scale of 0 to 10, where 0 is not at all religious and 10 is very religious) and three sociodemographic variables: sex (1 woman), age (a continuous variable with an average of 47 years) and education level (seven categories where 1 is the lowest level corresponding to ISCED 1 and 7 is the higher level, corresponding to ISCED V2). To measure the level of income, a dichotomous variable was used in which the surveyed individuals were asked how they currently felt about their household income (0 for with current income we have difficulties, many difficulties or we can get by and 1 for we live comfortably)¹⁰. Table A5 in the Appendix presents the descriptive statistics of all of the variables included in the analysis.

¹⁰ This variable was selected for use given that, for the question with the decile scale of income used at an international level, approximately 24 % of the cases declared that they did not know, or they refused to respond. In supplementary analyses, the model was re-estimated grouping in the 0 those who responded, “we have difficulties” or “many difficulties” and in the 1, those who assured that “we can get by” or “we live comfortably”. The results are similar.

METHODOLOGY

To evaluate the effect of economic inequality on interpersonal trust, multi-level models with randomized effects are estimated within and between countries (*REWB*). Given that the independent variable does not belong to the individual level, but rather, to the social group in which the individuals are inserted, statistically ignoring this group may lead to biased standard errors (Fairbrother, 2014; Schmidt-Catran and Fairbrother, 2016). The main predictor is a characteristic of the country or autonomous community characteristic which varies over time. Therefore, an additional level is introduced (*country-year*) given that failing to do so would mean calculating the effect of the inequality as an individual characteristic and not a country-based one (the country-level variables are, by definition, constant or time-invariant)¹¹. Models are estimated at three levels, which intercept based on the random characteristics of the country, and the independent variables may be characteristics of individuals, countries or autonomous communities in distinct years. To calculate the transversal and longitudinal components of inequality, the independent variable is broken down, calculating its mean per country/autonomous community throughout the period (*group-mean*), extracting the difference for each year to capture temporal variation (*demeaning*). Being orthogonal by construction, the effect of the transversal and longitudinal components can be estimated simultaneously (Schmidt-Catran and Fairbrother, 2016)¹². To reduce the possibility of spurious correlations given the collective evolution of the

¹¹ For a more detailed explanation, see Schmidt-Catran and Fairbrother (2016).

¹² The model follows the following structure: $y_{it} = \beta_0(t) + \beta_1 X_{it} + \gamma WE(Z_{it} - Z_j) + Y_{BE} Z_j + v_j + u_{it} + e_{it}$. For a detailed explanation of the model of random effects within and between countries, see Fairbrother (2014) or Schmidt-Catran and Fairbrother (2016).

dependent and independent variables, dichotomous variables were introduced by year (Fairbrother, 2014). In the models in which interactions between levels were introduced, both intercept and random slope were included (Heisig and Schaeffer, 2019).

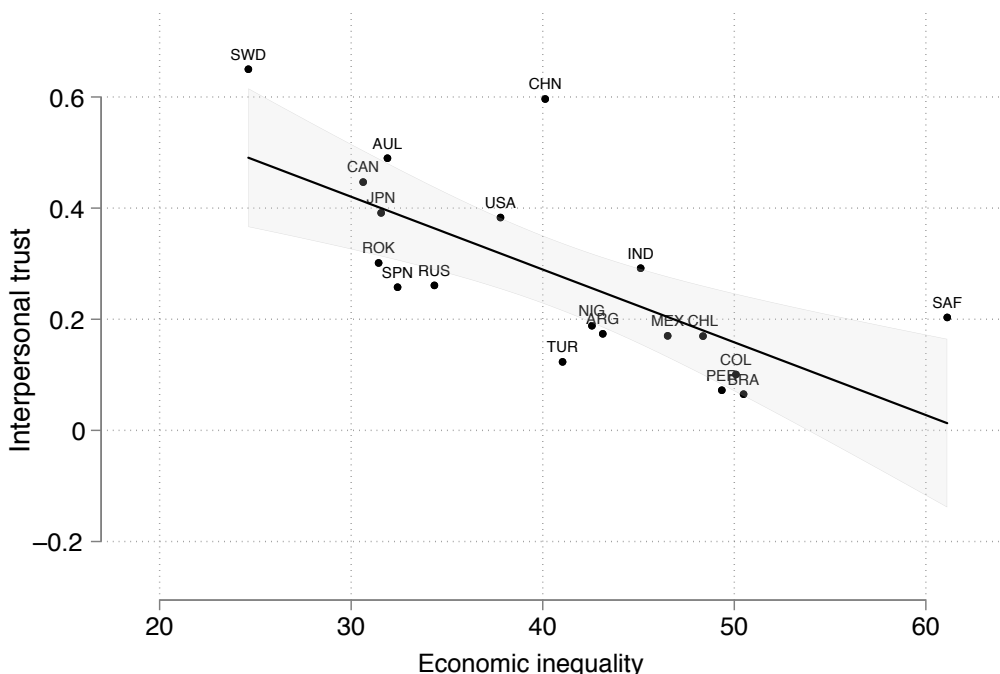
ANALYSIS AND RESULTS

International level

Before presenting the results, we offer descriptive information on the bivariate relationship between economic inequality and trust in our sample countries. The correlations coefficient of the longitudinal component of inequality ($r = -0.02$) indicates that

no relationship exists between inequality and interpersonal trust in the countries (see Graph A1, Appendix). To the contrary, the cross-sectional component suggests that a negative relationship exists between countries ($r = -0.65$, $p < 0.001$). Graph 1 presents this relationship. Given that countries such as Sweden, China or South Africa are considerably distanced from the regression line, supplementary analyses calculated this bivariate relationship 19 times, including all but one country each time, to ensure that the slope did not depend on an extreme case. The results reveal that a negative relationship exists between countries in all of the cases. The coefficient of the slope varies between -0.61 ($p < 0.001$) when excluding Sweden and -0.74 ($p < 0.001$) when excluding South Africa.

GRAPH 1. Bivariate cross-sectional relationship between inequality and trust



Notes: $r(144,996) = -0.65$, $p < 0.001$. ARG Argentina, AUL Australia, BRA Brazil, CAN Canada, CHL Chile, CHN China, COL Colombia, IND India, JPN Japan, MEX Mexico, NIG Nigeria, PER Peru, ROK South Korea, RUS Russia, SAF South Africa, SPN Spain, SWD Sweden, TUR Turkey, USA United States of America.

Source: Author's own creation with database from the EMV and SWIID.

TABLE 1. *The effect of economic inequality on interpersonal trust*

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Individual level</i>				
Women	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
Age	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
<i>Education level (low ref.)</i>				
Average	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.01 (0.00)
High	0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.07*** (0.00)
Religious	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Income	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.05*** (0.01)
Life satisfaction	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)
Economic satisfaction	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)
<i>Country-year level</i>				
Gini Index		-0.01*** (0.00)		
Gini Index (BE)			-0.01*** (0.00)	-0.01** (0.00)
Gini Index (WE)			0.00 (0.00)	0.01 (0.01)
<i>Interactions between levels</i>				
Gini Index (BE) X income				-0.00*** (0.00)
Gini Index (WE) X income				-0.00 (0.00)
GDP/capita (log)		0.01 (0.03)	-0.00 (0.03)	-0.01 (0.02)
Population density (log)		0.03 (0.02)	0.03 (0.02)	0.02 (0.02)
<i>Dummies per year</i>				
Constant	√ 0.18 (0.05)	√ 0.31 (0.33)	√ 0.68 (0.35)	√ 0.55 (0.34)
Var (country)	0.248	0.015	0.013	0.012
Var (country-year)	0.002	0.003	0.002	0.003
Var (residual)	0.165	0.163	0.163	0.162
N individual	121,177	117,180	117,180	117,180
N countries-year	81	80	80	80
N countries	19	19	19	19

Notes: Models 1 to 3 include random intercept per country/country-year; model 4 includes both random intercept and random slope for the "income" variable. Standard error between parentheses. *** p < 0.01; ** p < 0.05.

Source: Author's calculations.

Table 1 presents the models. Model 1 only introduces the individual variables. In model 2, the Gini index is presented. In model 3, the effect of the transversal (BE) and longitudinal (WE) components of the inequality is introduced. In model 4, all of the variables are simultaneously introduced, as well as the interaction between the transversal and longitudinal components of the inequality and the income variable.

Model 2 indicates that, as expected, a negative association exists between the Gini index and the interpersonal trust levels (99 % CI). This result suggests that individuals are significantly less trusting of others in contexts of greater inequality. Given that the Gini index in model 2 represents a sort of “weighted average” of the effect of inequality within and between countries (Fairbrother, 2014), in model 3 the transversal (BE) and longitudinal (WE) components are introduced. In accordance with H1, model 3 suggests that there is a robust negative relationship between the transversal component of the inequality and the interpersonal trust levels (99 % CI). This effect continues to be controlled by attitudinal and sociodemographic variables, as well as by the levels of economic development and population density. To the contrary, model 3 suggests that the longitudinal component does not have an effect on the levels of social trust. In contrast to the expectations of H2, this result does not indicate that the changes in levels of inequality will be systematically associated with changes in levels of social trust.

Model 4 presents the results of the interaction between the transversal and longitudinal components of inequality and the income variable. Given that this interaction is statistically significant (model 4), in supplementary analyses, this relationship is presented graphically. The result suggests that there are no significant results between the lower and higher income groups as the economic inequality varies between countries

(see Graph A2, Appendix). Although the slope is slightly more pronounced for individuals with higher incomes (indicating that despite the latter, on average, in countries with less inequality, they are more trusting of others), the average trust levels tend to be lower and are similar for both groups in contexts of greater inequality. This result is consistent with the thesis sustaining that over the long term, the erosion of social trust affects both the most and the least advantaged sectors of the population (Coffé and Geys, 2006; Kawachi *et al.*, 1997; Ridgeway, 2014; Wilkinson and Pickett, 2017).

Finally, the models include distinct controls at an individual and contextual level, offering additional information on factors explaining social trust. Generally speaking, age, educational level and personal and economic satisfaction have a positive effect on levels of interpersonal trust. Individuals who are older, have a higher educational level, and are more satisfied in personal and economic terms, tend to be more trusting of others. On the contrary, sex tends to have a negative effect with women being less trusting as compared to men. Neither religion nor income per capita or population density appear to have an effect on levels of interpersonal trust.

Subnational level

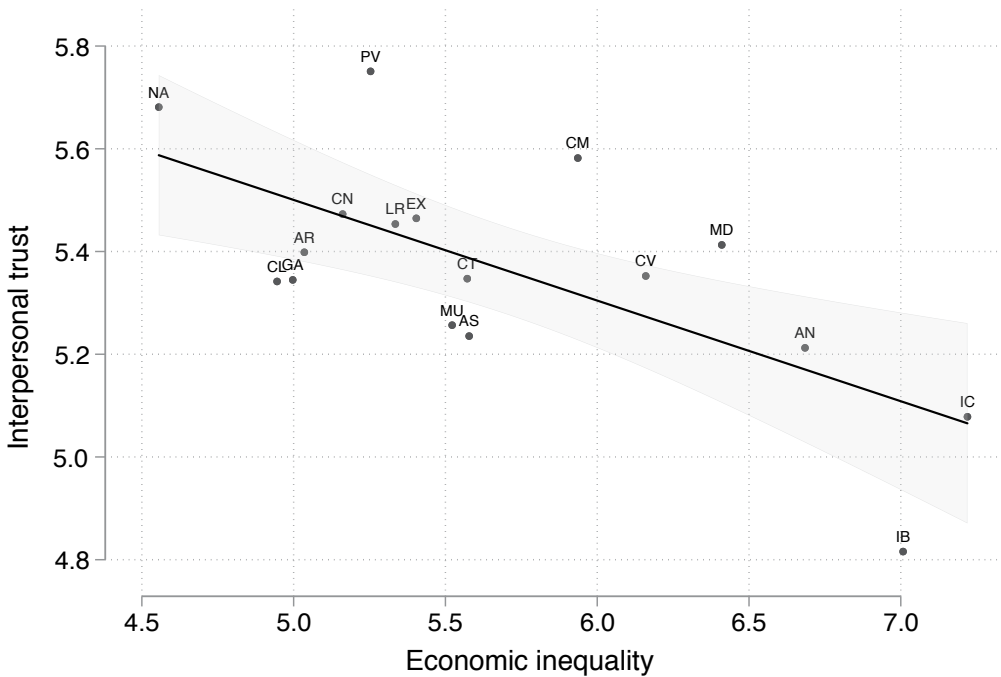
As done on an international level, we include descriptive information on the bivariate relationship between economic inequality and confidence in Spanish autonomous communities between 2008 and 2022. The correlation coefficient of the longitudinal component of inequality ($r = 0.01$) suggests that no relationship exists between inequality and interpersonal trusts within the autonomous communities (see Graph A3, Appendix). On the other hand, the transversal compo-

ment suggests that a negative relationship exists between autonomous communities ($r = -0.55, p < 0.001$). Graph 2 presents this relationship. Once again, given that autonomous communities such as the Basque Country or the Balearic Islands are considerably distanced from the regression line, we calculated this bivariate relationship 17 times, including for all of the autonomous communities except for one, to ensure that the slope did not depend on an outlier. The results indicate that there is a negative relationship in all cases. The coefficient of the slope varies between -0.42 ($p < 0.001$) when excluding

Andalusia and -0.62 ($p < 0.001$) when excluding Madrid.

Table 2 presents the models. As occurred in the previous section, first, individual variables are introduced. In model 2, the Gini Index is presented. In model 3, the transversal (BE) and longitudinal (WE) components of inequality are introduced simultaneously. In model 4, the interaction between the transversal and longitudinal components of inequality and the income variable are introduced. Except for model 1, all of the models include sociodemographic and attitudinal controls at an individual level.

GRAPH 2. *Bivariate transversal relationship between inequality and trust*



Notes: $r(13,994) = -0.55, p < 0.001$. AN Andalusia, AR Aragon, AS Asturias, IB Balearic Islands, IC Canary Islands, CN Cantabria, CM Castile-La Mancha, CL Castile and Leon, CT Catalonia, CV Valencia Community, EX Extremadura, GA Galicia, LR La Rioja, MD Madrid, MU Murcia, NA Navarre, PV Basque Country.

Source: Author's own creation with databases of the ESS and INE.

TABLE 2. *The effect of economic inequality on interpersonal trust*

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Individual level</i>				
Women	0.08** (0.04)	0.08** (0.04)	0.08** (0.04)	0.08** (0.04)
Age	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Education level	0.13*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.13*** (0.01)
Religious	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)
Income	0.16*** (0.04)	0.16*** (0.04)	0.16*** (0.04)	0.66* (0.37)
Life satisfaction	0.12*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.11*** (0.01)
Economic satisfaction	0.11*** (0.01)	0.11*** (0.01)	0.11*** (0.01)	0.11*** (0.01)
<i>Autonomous community level-year</i>				
Gini Index		-0.07 (0.05)		
Gini Index (BE)			-0.21*** (0.08)	-0.13* (0.07)
Gini Index (WE)			-0.00 (0.06)	-0.03 (0.06)
GDP/capita(log)		-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
Population density (log)		0.01	0.06	-0.00
<i>Interactions between levels</i>				
Gini Index (BE) X income				-0.09 (0.06)
Gini Index (WE) X income				0.09 (0.06)
<i>Dummies per year</i>				
Constant	√ 3.48*** (0.13)	√ 3.83*** (0.94)	√ 4.03*** (0.91)	√ 4.50*** (0.82)
Var (Aut. communities)	0.031	0.027	0.022	0.052
Var (Aut. Comm.-year)	0.060	0.063	0.061	0.061
Var (residual)	3.840	3.839	3.839	3.830
N individuals	11,409	11,409	11,409	11,409
N Aut. Comm.-year	102	102	102	102
N Aut. Comm.	17	17	17	17

Notes: Models 1 to 3 include random intercept by Aut. Comm./Aut. Comm.-year; model 4 includes both random intercept and random slope for the income variable. Standard errors between parentheses. *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1

Source: Author calculations.

Model 2 suggests that, in accordance with the general expectations, individuals in autonomous communities with higher levels of inequality tend to display lower levels of trust in others. The direction of the effect is as expected, but the coefficient is not statistically significant (-0.07 , $p < 0.132$). Distinguishing between the transversal and longitudinal components suggests that this effect is only transversal (-0.21 , $p < 0.001$) (model 3). The results suggest that individuals in autonomous communities with higher levels of inequality tend to be less trusting of others, in accordance with H1. To the contrary, the results are not consistent with the idea that individuals are less trusting of others as the inequality increases, in contrast to H2. Despite the fact that model 4 indicates that the interaction between the transversal component of inequality and the income variable is not statistically significant, in supplementary analyses, this relationship is presented graphically (see Graph A4, Appendix). The results suggest that there are no systematic differences between the groups of higher and lower incomes based on levels of economic inequality between countries. Once again, although the slope is slightly more pronounced for individuals with higher incomes (indicating that, on average, the latter are more trusting in autonomous communities with lower levels of inequality), both lower- and higher-income individuals trust others less in contexts of greater inequality.

Finally, the models include distinct controls that offer additional information on the determinants of social trust in Spain at a subnational level. In general, sex, education level, personal and economic satisfaction have a positive effect. Individuals with more education, higher incomes and more personal and economic satisfaction tend to be more trusting of others. Women are significantly more trusting of others as compared to men. Neither religion, age, income per capita or population size appear to have an effect on interpersonal trust.

DISCUSSION AND CONCLUSIONS

This article analyzes the relationship between economic inequality and social trust, assessing the transversal and longitudinal effect of economic inequality. For this, multi-level models of randomized effects within and between countries were used, estimated based on comparative and longitudinal survey data of approximately 140 000 individuals observed in 19 countries between 1990 and 2020 on an international level, as well as approximately 13 000 individuals from 17 Spanish autonomous communities between 2008 and 2022.

There were three main findings: First, the results suggest that the transversal component is a robust predictor of variation in interpersonal trust levels, both between countries and between autonomous communities. On the other hand, these results are not consistent with the belief that changes in levels of inequality will have a negative effect on levels of interpersonal trust. Therefore, in line with studies simultaneously analyzing the transversal and longitudinal effects of economic inequality on social trust (e.g., Fairbrother and Martin, 2013; Hastings, 2018), the importance of distinguishing between these components is evident when analyzing their effect on levels of interpersonal trust.

Second, the findings add a nuance that is relevant to much of the literature using cross sections or aggregate data to analyze the relationship between economic inequality and social trust (Bjørnskov, 2008; Freitag and Bühlmann, 2009; Uslaner, 2002; Wilkinson and Pickett, 2009). The results are in line with the hypothesis that in societies with greater inequality, individuals tend to be less trusting of others. But unlike past studies, these results are assessed both between countries as well as within the same, at a subnational level. The results reaffirm that the relationship is solely transversal: individuals from Spanish

autonomous communities with higher levels of inequality tend to be less trusting of others.

Third, the results offer additional information on individual variables that may attenuate the general relationship between inequality and trust. Both at an international and subnational level, individuals with higher levels of education, personal and economic satisfaction and income tend to be more trusting of others. On the contrary, while the results between countries indicate that women are less trusting as compared to men, the opposite was found in the Spanish autonomous communities. The conditional effect of income suggests that, both at an international and subnational level, although on average, individuals with higher incomes are more trusting of others in contexts of less inequality, no systematic differences exist between the latter and individuals with lower incomes. In other words, individuals tend to be less trusting of others in contexts with more inequality, regardless of their income level, in accordance with studies that suggest that over the long term, the erosion of social trust has a greater effect on sectors as well as the less advantaged members of society (Coffé and Geys, 2006; Ridgeway, 2014; Wilkinson and Pickett, 2017).

This study has a number of weaknesses, and it is important to highlight two. First, the lack of a longitudinal effect makes the association between economic inequality and interpersonal trust less robust. On the one hand, the evidence of a transversal effect is relevant since it permits control of the composition of distinct groups at an individual level, capturing long lasting differences in levels of inequality. However, it is more vulnerable to being spurious, given the difficulty of establishing a causal path to address the potential problem of endogeneity (Schmidt-Catran and Fairbrother, 2016). On the other hand, despite the fact that the transversal effect is less convincing evidence to sustain a causal relationship, it is consistent with studies that suggest that inequality may have consequences

that can only be seen over the long term (e.g., Fairbrother and Martin, 2013; Uslaner, 2008). While it is expected that variables such as unemployment or economic growth will have a greater collective weight and an immediate effect (Duijndam and Beukering, 2021), the Gini index tends to vary slightly, making its effect difficult to observe over the short term. As Inglehart (1987) mentioned, in his theory on value change in advanced industrial societies, while this type of structural change implies a change in values at an individual level, at a societal level, it tends to manifest in a gradual manner, even by generational replacement. According to Uslaner (2008: 290), social trust is a value that is established during the early years of an individual, with deep rooted cultural factors, and it may be resistant to change produced by experience.

Second, it should be recognized that the selection of the cases has been conditioned by the availability of the representative samples at a national level, which permits the estimation of transversal and longitudinal effects of economic inequality. While some researchers affirm that inferential statistics are only applicable to randomized samples, other suggest that given that international surveys are based on randomized samples at a national level, making inferences based on a non-randomized sample of countries may be valid, despite the fact that the results cannot be extrapolated to other countries, but rather, are conditioned by the observed units (Beck, 2001; Schmidt-Catran, Fairbrother and Andreß, 2019). The selection of cases at an international level has been conditioned by the availability of representative samples for a sufficiently extended period of time, in order to assign each group a similar weight in temporal terms. Past studies using the REWB model used samples in which, although some countries are observed consistently throughout the analyzed period, others were only observed in only two or even one occasion (e.g., Fairbrother, 2014; Schmidt-Catran, 2016).

The results of this work serve as additions to the literature suggesting that a negative relationship exists between economic inequality and social trust, recognizing the limitations of the existing evidence. Future works may advance the research agenda to assess the effect of inequality on social trust, emphasizing the effect of time (e.g., Hastings, 2018), using more levels of analysis and spatial disaggregation (e.g., Kanitzar, 2022), as well as indicators to permit the capture of the effect of inequality on income levels and at a spatial or territorial level. Replicating the analysis in different contexts, time periods and aggregation levels may be especially useful to test the validity of existing evidence and to further our knowledge on the mechanisms explaining the historical relationship between economic inequality and interpersonal trust.

BIBLIOGRAPHY

- Alesina, Alberto and La Ferrara, Eliana (2002). "Who Trusts Others?". *Journal of Public Economics*, 85(2): 207-234.
- Beck, Nathaniel (2001). "Time-series-cross-section Data: What Have We Learned in the Past Few Years?". *Annual Review of Political Science*, 4: 271-293.
- Berning, Carl and Ziller, Conrad (2017). "Social Trust and Radical Right-wing Populist Party Preferences". *Acta Politica*, 52: 198-217.
- Bjørnskov, Christian (2007). "Determinants of Generalized Trust: A Cross-country Comparison". *Public Choice*, 130: 1-21.
- Bjørnskov, Christian (2008). "Social Trust and Fractionalization: A Possible Reinterpretation". *European Sociological Review*, 24(3): 271-283.
- Bricker, Jesse; Krimmel, Jacob and Ramcharan, Rodney (2021). "Signaling Status: The Impact of Relative Income on Household Consumption and Financial Decisions". *Management Science*, 67(4): 1993-2009.
- Coffé, Hilde and Geys, Benny (2006). "Community Heterogeneity: A Burden for the Creation of Social Capital?". *Social Science Quarterly*, 87(5): 1053-1072.
- Coleman, James (1990). *Foundations of Social Theory*. Cambridge: Harvard University Press.
- Converse, Nathan and Kapstein, Ethan B. (2008). "Poverty, Inequality, and Democracy: Why Democracies Fail". *Journal of Democracy*, 19(4): 57-68. Available at: <https://www.journalofdemocracy.org/articles/poverty-inequality-and-democracy-why-democracies-fail/>, access February 6, 2023.
- Cook, Karen S. (2005). "Networks, Norms and Trust: The Social Psychology of Social Capital". *Social Psychology Quarterly*, 68(1): 4-14.
- Cozzolino, Philip J. (2011). "Trust, Cooperation and Equality: A Psychological Analysis of the Formation of Social Capital". *British Journal of Social Psychology*, 50: 302-320.
- Daniels, Joseph P. and Ruhr, Marc von der (2010). "Trust in Others: Does Religion Matter?". *Review of Social Economy*, 68(2): 163-186.
- Delhey, Jan and Newton, Kenneth (2003). "Who Trusts? The Origins of Social Trust in Seven Societies". *European Societies*, 5(2): 93-137.
- Diez Roux, Ana V. (2003). Potentialities and Limitations of Multilevel Analysis in Public Health and Epidemiology. In: D. Courgeau (ed.). *Methodology and Epistemology of Multilevel Analysis* (pp. 93-119). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Dingemans, Ellen and Ingen, Erik van (2015). "Does Religion Breed Trust? A Cross-national Study of the Effects of Religious Involvement, Religious Faith and Religious Context on Social Trust". *Journal for the Scientific Study of Religion*, 54(4): 739-755.
- Duijndam, Sem and Beukering, Pieter van (2021). "Understanding Public Concern about Climate Change in Europe, 2008-2017: The Influence of Economic Factors and Right-wing Populism". *Climate Policy*, 21(3): 353-367.
- Durkheim, Emile (1984) [1893]. *The Division of Labor in Society*. New York: The Free Press.
- Easterly, William (2007). "Inequality Does Cause Underdevelopment: Insights from a New Instrument". *Journal of Development Economics*, 84: 755-776.
- Fairbrother, Malcolm (2014). "Two Multilevel Modeling Techniques for Analyzing Comparative Longitudinal Survey Datasets". *Political Science Research and Methods*, 2: 119-140.
- Fairbrother, Malcolm and Martin, Isaac W. (2013). "Does Inequality Erode Social Trust? Results from Multilevel Models of US States and Counties". *Social Science Research*, 42(2): 347-360.

- Feenstra, Robert C.; Inklaar, Robert and Timmer, Marcel P. (2015). "The Next Generation of the Penn World Table". *American Economic Review*, 105(10): 3150-3182.
- Freitag, Markus and Bühlmann, Marc (2009). "Crafting Trust. The Role of Political Institutions in a Comparative Perspective". *Comparative Political Studies*, 42(12): 1537-1566.
- Freitag, Markus and Traunmüller, Richard (2009). "Spheres of Trust: An Empirical Analysis of the Foundations of Particularised and Generalised Trust". *European Journal of Political Research*, 48(6): 782-803.
- Fukuyama, Francis (1995). *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. New York: Free Press.
- Gallego, Aina (2016). "Inequality and the Erosion of Trust among the Poor: Experimental Evidence". *Socio-Economic Review*, 14(3): 443-460.
- Graafland, Johan and Lous, Bjorn (2019). "Income Inequality, Life Satisfaction Inequality and Trust: A Cross Country Panel Analysis". *Journal of Happiness Studies*, 20: 1717-1737.
- Hardin, Russell (2006). *Trust*. Cambridge: Polity Press.
- Hastings, Orestes P. (2018). "Less Equal, Less Trusting? Longitudinal and Cross-sectional Effects of Income Inequality on Trust in U.S. States, 1973-2012". *Social Science Research*, 74: 77-95.
- Heisig, Jan P. and Schaeffer, Merlin (2019). "Why You Should Always Include a Random Slope for the Lower-Level Variable Involved in a Cross-Level Interaction". *European Sociological Review*, 35(2): 258-279.
- INE. Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2021). *Indicadores de Calidad de Vida. Desigualdad S80/S20*. Available at: https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESecion_C&cid=1259944509412&p=1254735110672&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayout¶m1=PYSDetalleFichaIndicador¶m3=1259937499084, access February 22, 2023.
- Inglehart, Ronald and Flanagan, Scott (1987). "Value Change in Industrial Societies". *American Political Science Review*, 81(4): 1289-1319.
- Johnson, Noel D. and Mislin, Alexandra (2012). "How Much Should We Trust the World Values Survey Trust Question?". *Economics Letters*, 116(2): 210-212.
- Jordahl, Henrik (2007). "Inequality and Trust". *IFN Working Paper No. 715*. Available at: <https://www.ifn.se/Wfiles/wp/wp715.pdf>, access November 25, 2022.
- Kanitsar, Georg (2022). "The Inequality-Trust Nexus Revisited: At What Level of Aggregation Does Income Inequality Matter for Social Trust?". *Social Indicators Research*, 163: 171-195.
- Kawachi, Ichiro; Kennedy, B. P.; Lochner, K. and Prothrow-Stith, D. (1997). "Social Capital, Income Inequality and Mortality". *American Journal of Public Health*, 87: 1491-1498.
- Kennedy, B. P.; Kawachi, I.; Prothrow-Stith, D.; Lochner, K. and Gupta, V. (1998). "Social Capital, Income Inequality, and Firearm Violent Crime". *Social Science & Medicine*, 47(1): 7-17.
- Knack, Stephen and Keefer, Philip (1997). "Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-country Investigation". *Quarterly Journal of Economics*, 112: 1251-1288.
- La Porta, Rafael; López-de-Silanes, Florencio; Shleifer, Andrei and Vishny, Robert W. (1997). "Trust in Large Organizations". *American Economic Review*, 87: 333-338.
- Morris, Stephen D. and Klesner, Joseph L. (2010). "Corruption and Trust: Theoretical Considerations and Evidence From Mexico". *Comparative Political Studies*, 43(10): 1258-1285.
- Piketty, Thomas and Sáez, Emmanuel (2014). "Inequality in the Long Run". *Science*, 344(6186): 838-843.
- Ridgeway, Cecilia (2014). "Why Status Matters for Inequality". *American Sociological Review*, 79: 1-16.
- Rothstein, Bo and Uslaner, Eric M. (2005). "All for All: Equality, Corruption, and Social Trust". *World Politics*, 58(1): 41-72.
- Sampson, Robert J.; Morenoff, Jeffrey D. and Gannon-Rowley, Thomas (2002). "Assessing 'Neighborhood Effects': Social Processes and New Directions in Research". *Annual Review of Sociology*, 28(1): 443-478.
- Sánchez-Ancochea, Diego (2020). *The Costs of Inequality in Latin America: Lessons and Warnings for the Rest of the World*. London: I. B. Tauris.
- Schmidt-Catran, Alexander W. (2016). "Economic Inequality and Public Demand for Redistribution: Combining Cross-sectional and Longitudinal Evidence". *Socio-Economic Review*, 14(1): 119-140.
- Schmidt-Catran, Alexander W. and Fairbrother, Malcolm (2015). "The Random Effects in Multi-level Models: Getting Them Wrong and Getting Them Right". *European Sociological Review*, 32(1): 23-38.

- Schmidt-Catran, Alexander W.; Fairbrother, Malcolm and Andreß, Hans-Jürgen (2019). "Multilevel Models for the Analysis of Comparative Survey Data: Common Problems and Some Solutions". *Köln Z Soziol*, 71(1): 99-128.
- Scruggs, Lyle and Benegal, Salil (2012). "Declining Public Concern about Climate Change: Can we Blame the Great Recession?". *Global Environmental Change*, 22(2): 505-515.
- Seawright, Jason and Gerring, John (2008). "Case Selection Techniques in Case Study Research: A Menu of Qualitative and Quantitative Options". *Political Research Quarterly*, 61(2): 294-308.
- Solt, Frederick (2020). "Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database". *Social Science Quarterly*, 101(3): 1183-1199. SWIID Version 9.4, November 2022.
- Subramanian, S. V. and Kawachi, Ichiro (2004). "Income Inequality and Health: What Have We Learned so Far?". *Epidemiologic Reviews*, 26: 78-91.
- Subramanian, S. V.; Jones, Kelvyn; Kaddour, Afamia and Krieger, Nancy (2009). "Revisiting Robison: The Perils of Individualistic and Ecologic Fallacy". *International Journal of Epidemiology*, 38: 342-360.
- Suryahadi, Asep; Al Izzati, Ridho; Suryadarma, Daniel and Dartanto, Teguh (2023). "How Inequality Affects Trust in Institutions: Evidence from Indonesia". *Asian Economic Policy Review*, 18: 73-91.
- Svendsen, Gert T. and Svendsen, Lind H. (2008). *Handbook of Social Capital*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Uslaner, Eric M. (2002). *The Moral Foundations of Trust*. New York: Cambridge University Press.
- Uslaner, Eric M. (2008). "The Foundations of Trust: Macro and Micro". *Cambridge Journal of Economics*, 32(2): 289-294.
- Uslaner, Eric M. and Brown, Mitchell (2005). "Inequality, Trust, and Civic Engagement". *American Politics Research*, 33(6): 868-894.
- Welch, Michael R.; Sikkink, David and Loveland, Matthew T. (2007). "The Radius of Trust: Religion, Social Embeddedness and Trust in Strangers". *Social Forces*, 86(1): 23-46.
- Wilkinson, Richard G. and Pickett, Kate E. (2009). "Income Inequality and Social Dysfunction". *Annual Review of Sociology*, 35: 493-511.
- Wilkinson, Richard G. and Pickett, Kate E. (2017). "The Enemy between Us: The Psychological and Social Costs of Inequality". *European Journal of Social Psychology*, 47: 11-24.
- You, Jong-Sung and Khagram, Sanjeev (2005). "A Comparative Study of Inequality and Corruption". *American Sociological Review*, 70(1): 136-157. doi: 10.1177/000312240507000107
- Zucman, Gabriel (2019). "Global Wealth Inequality". *Annual Review of Economics*, 11(1): 109-138.

RECEPTION: November 27, 2022

REVIEW: February 20, 2023

ACCEPTANCE: May 22, 2023

APPENDIX A: SAMPLE AND DESCRIPTIVE STATISTICS

TABLE A1. *Countries and waves*

Country	WVS Wave						Total
	1989-1993	1994-1998	1999-2004	2005-2009	2010-2014	2017-2020	
Argentina	0	1,053	1,248	983	0	912	4,196
Australia	0	1,983	0	1,355	1,038	1,686	6,062
Brazil	1,747	1,135	0	1,447	1,467	1,693	7,489
Canada	0	0	1,899	2,067	0	3,997	7,963
Chile	0	966	1,167	982	971	972	5,058
China	0	1,441	911	1,689	2,196	2,825	9,062
Colombia	0	5,904	0	2,992	1,485	1,498	11,879
India	2,365	1,751	1,870	1,540	3,816	0	11,342
Japan	0	0	1,121	969	2,131	1,244	5,465
Mexico	0	1,373	1,479	1,543	1,990	1,652	8,037
Nigeria	927	1,802	1,993	0	1,759	1,213	7,694
Peru	0	1,174	1,486	1,475	1,196	1,395	6,726
Russia	0	1,978	0	1,880	2,317	1,744	7,919
South Africa	2,569	2,823	2,927	0	3,463	0	11,782
South Korea	0	1,242	1,200	1,184	1,190	1,245	6,061
Spain	0	1,163	1,158	1,163	1,146	0	4,630
Sweden	0	945	972	955	1,147	0	4,019
Turkey	924	1,832	3,041	1,339	1,521	2,353	11,010
United States	0	1,452	1,183	1,241	2,180	2,546	8,602
Total	8,532	30,017	23,655	24,804	31,013	26,975	144,996

Source: Author's creation based on data from the WVS.

TABLE A2. *Average per country of the dependent and independent variable*

Country	Social trust	Economic inequality
Argentina	0.17	43.1
Australia	0.49	31.9
Brazil	0.07	50.5
Canada	0.45	30.6
Chile	0.17	48.4
China	0.60	40.1
Colombia	0.10	50.1
India	0.29	45.1
Japan	0.39	31.6
Mexico	0.17	46.5
Nigeria	0.19	42.6
Peru	0.07	49.3
Russia	0.26	34.3
South Africa	0.20	61.1
South Korea	0.30	31.4
Spain	0.26	32.4
Sweden	0.65	24.6
Turkey	0.12	41.0
United States	0.38	37.8

Source: Author's creation based on data from the WVS and SWIID.

TABLE A3. *Autonomous communities and rounds*

Autonomous Community	ESS Round							Total
	2008	2011	2013	2015	2017	2019	2022	
Andalusia	396	407	405	351	381	309	369	2,618
Aragon	50	58	58	67	63	59	64	419
Asturias	53	42	40	50	52	39	47	323
Balearic Islands	41	28	34	38	48	30	47	266
Canary Islands	67	61	65	77	83	64	69	486
Cantabria	23	25	26	31	24	23	32	184
Castile-La Mancha	79	83	90	89	76	90	91	598
Castile and Leon	111	114	101	112	116	89	153	796
Catalonia	520	244	266	263	269	215	375	2,152
Valencia Community	180	184	175	194	203	164	214	1,314
Extremadura	55	52	44	56	51	48	47	353
Galicia	498	101	111	140	133	134	145	1,262
La Rioja	8	9	10	17	10	11	21	86
Madrid	272	302	299	239	238	220	334	1,904
Murcia	61	45	54	52	51	41	74	378
Navarre	27	29	22	25	27	21	34	185
Basque Country	105	81	78	92	94	79	141	670
Total	2,546	1,865	1,878	1,893	1,919	1,636	2,257	13,994

Source: Author's creation based on data from the ESS.

TABLE A4. *Average per country of the dependent and independent variable*

Autonomous Community	Social trust	Economic inequality
Andalusia	5.2	6.7
Aragon	5.4	5.0
Asturias	5.2	5.6
Balearic Islands	4.8	7.0
Canary Islands	5.1	7.2
Cantabria	5.5	5.2
Castile-La Mancha	5.6	5.9
Castile and Leon	5.3	4.9
Catalonia	5.3	5.6
Valencia Community	5.4	6.2
Extremadura	5.5	5.4
Galicia	5.3	5.0
La Rioja	5.5	5.3
Madrid	5.4	6.4
Murcia	5.3	5.5
Navarre	5.7	4.6
Basque Country	5.8	5.3

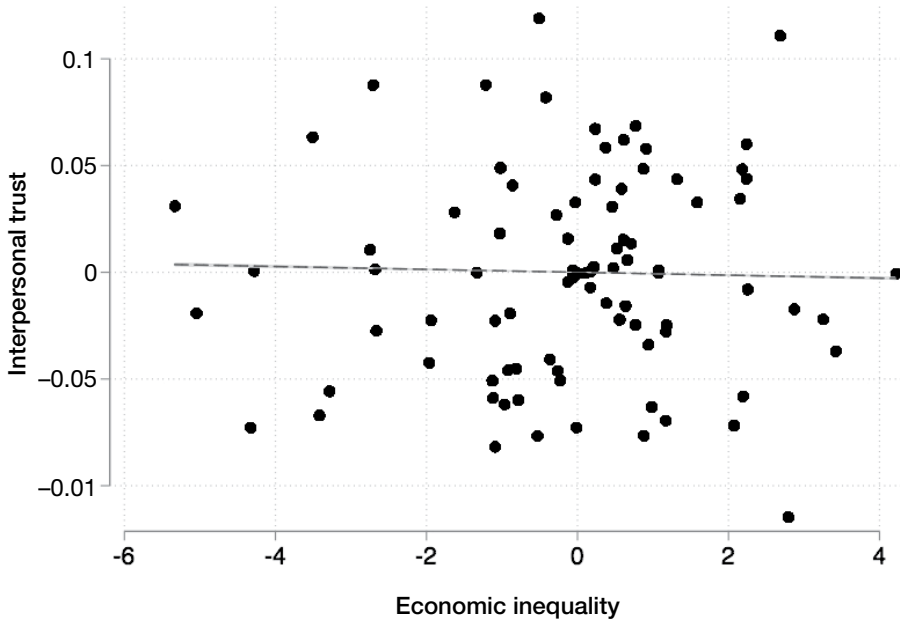
Source: Author's creation based on data from the ESS and INE.

TABLE A5. *Descriptive statistics*

Variables and questions	Recoding	Percentage-average
WVS/PWT/SWIID		
<i>Individual level</i>		
Interpersonal trust	0 You need to be very careful; 1 Most people can be trusted	73.31; 26.69
Gender	0 Man; 1 Woman	48.88; 51.12
Age (years)	13-100	Mean = 41.24
Education level	1 Low; 2 Average; 3 High	26.47; 43.30; 30.23
Income	1 Low- 10 High	Mean = 4.57
Religion	0 Not religious; 1 Religious	32.96; 67.04
Life satisfaction	1 Very unsatisfied - 10 Very satisfied	Mean = 7.04
Economic satisfaction	1 Very unsatisfied - 10 Very satisfied	Mean = 5.96
<i>Level country-year</i>		
Gini Index (transversal/BE)	24.63-61.12	Mean = 42.25
Gini Index (longitudinal/WE)	-5.33-4.22	Mean = 0.00
GDP/capita (log)	6.08-11.01	Mean= 9.50
Population density (log)	2.18-7.26	Mean = 4.50
ESS/INE		
<i>Individual level</i>		
Interpersonal trust	0 Most would try to take advantage- 10 Most would try to be fair	Mean = 5.35
Gender	0 Man; 1 Woman	49.15; 50.85
Age (years)	15-103	Mean = 47
Education level	1 ISCED I - 7 ISCED V2	Mean = 3.15
Income	0 With difficulty/many difficulties; 1 can get by/live comfortably	24.78; 75.22
Religion	0 Not at all religious - 10 Very religious	Mean = 4.18
Life satisfaction	0 Completely unsatisfied - 10 Completely satisfied	Mean = 7.11
Level Autonomous community-year	0 Completely unsatisfied - 10 Completely satisfied	Mean = 3.22
<i>Nivel CC. AA-año</i>		
S80/S20 average (transversal/BE)	4.56-7.22	Mean = 5.90
S80/S20 average (longitudinal/WE)	-2.21-2.88	Mean = 0.00
GDP/capita (log)	2.74-3.59	Mean = 3.15
Population (log)	12.66-15.95	Mean = 15.17

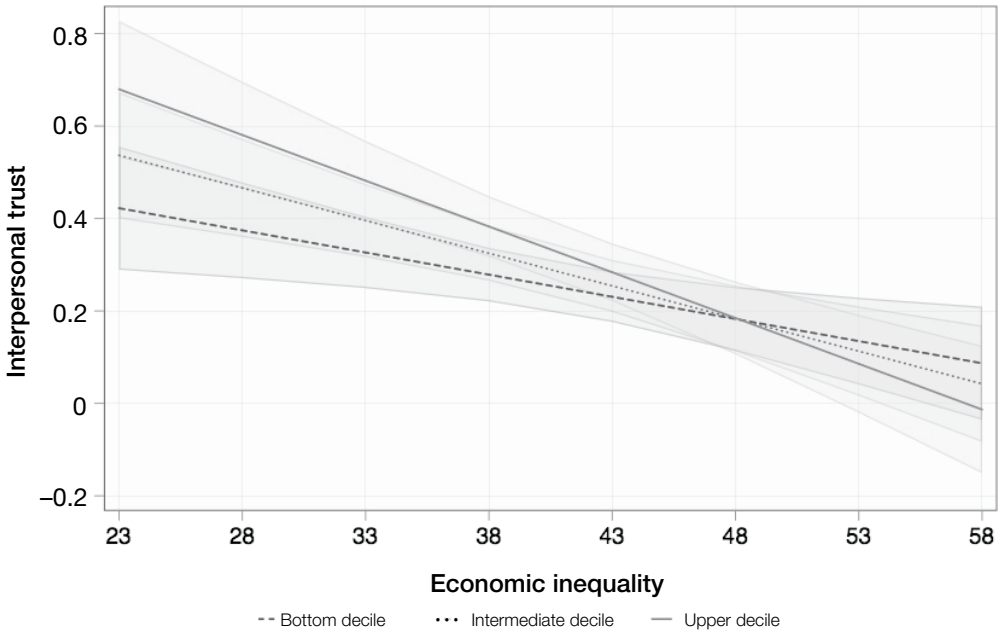
Source: Author's creation based on data from the WVS, SWIID, PWT 10.0, ESS and INE.

GRAPH A1. *Bivariate longitudinal relationship between inequality and trust*



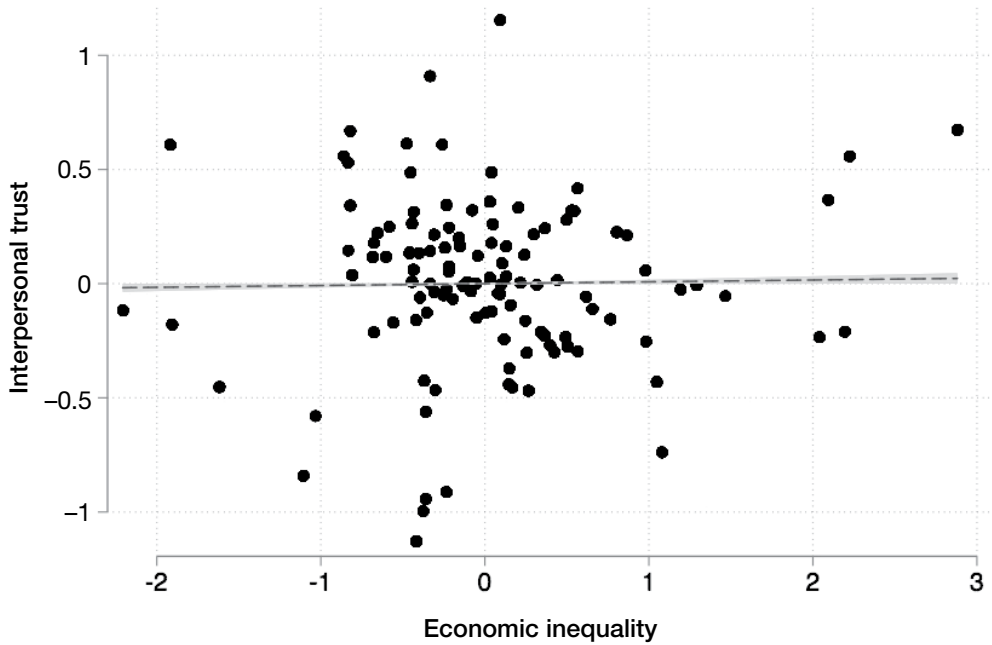
Source: Author's creation based on data from the EMV and SWIID, 1990-2020. The graph shows the average trust per country-year versus the longitudinal component of the Gini Index. $r(144,996) = -0.02$, $p < 0.001$.

GRAPH A2. *The conditional effect of income on interpersonal trust between countries with different levels of economic inequality (95 % CI)*



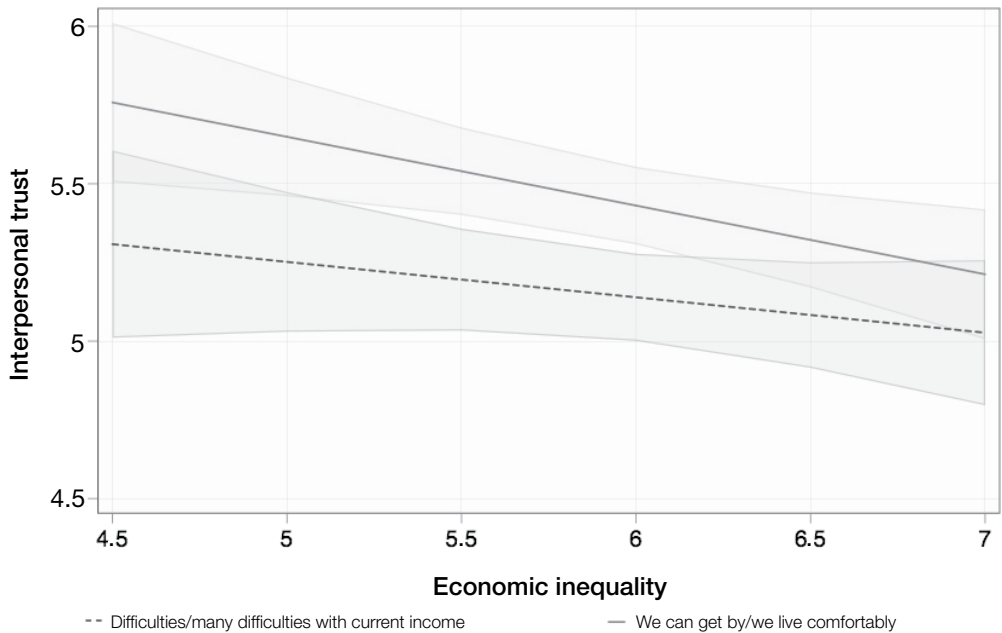
Source: Author's creation based on WVS and SWIID.

GRAPH A3. *Bivariate longitudinal relationship between inequality and trust (ESS)*



Source: Author's creation based on ESS and INE, 2008-2022. The graph shows the average trust by autonomous community-year versus the longitudinal component of the Gini Index. $r(13,994) = 0.01$, $p < 0.001$.

GRAPH A4. *The conditional effect of income on interpersonal trust between countries with different levels of economic inequality (95 % CI)*



Source: Author's creation based on ESS and INE.

APPENDIX B: ROBUSTNESS TESTS

TABLE A6. *The effect of economic inequality on interpersonal trust (without La Rioja)*

	(1)	(2)	(3)	(4)
Women	0.07*	0.07*	0.07**	0.07**
	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
Age	0.00	0.00	0.00	0.00
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Education level	0.13***	0.13***	0.13***	0.13***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Religious	-0.01	-0.01	-0.01	-0.00
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Income	0.16***	0.16***	0.16***	0.62*
	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.37)
Life satisfaction	0.12***	0.12***	0.12***	0.11***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Economic satisfaction	0.11***	0.11***	0.11***	0.11***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Gini Index		-0.07		
		(0.05)		
Gini Index (BE)			-0.21***	-0.13*
			(0.08)	(0.07)
Gini Index (WE)			-0.01	-0.04
			(0.06)	(0.06)
GDP/capita (log)		-0.00	-0.01	-0.01
		(0.01)	(0.01)	(0.01)
Population density (log)		0.00	0.06	-0.01
Gini Index (BE) X income				-0.09
				(0.06)
Gini Index (WE) X income				0.10
				(0.07)
<i>Dummies per year</i>	√	√	√	√
Constant	3.49***	3.92***	4.05***	4.62***
	(0.14)	(1.04)	(0.99)	(0.89)
Var (Autonomous communities)	0.033	0.028	0.024	0.004
Var (Autonomous communities-year)	0.061	0.064	0.062	0.062
Var (residual)	3.845	3.845	3.845	3.835
N individuals	11,345	11,345	11,345	11,345
N Autonomous communities-year	96	96	96	96
N Autonomous communities	16	16	16	16

*** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1.

Source: Author's calculations. Models 1 to 3 include random intercepts by autonomous community/autonomous community-year; model 4 includes both random intercepts as well as random slopes for the "income" variable. Standard error between parentheses.

Desigualdad económica y confianza social: evidencia de los cambios observados en 19 países entre 1990 y 2020

Economic Inequality and Social Trust: Evidence from Changes Observed in 19 Countries between 1990 and 2020

Cristian Márquez Romo

Palabras clave

- Componentes longitudinales
- Componentes transversales
 - Confianza social
 - Desigualdad económica
 - REWB

Key words

- Longitudinal Components
- Cross-Sectional Components
 - Social Trust
 - Economic Inequality
 - REWB

Resumen

Análisis agregados o con datos individuales de sección cruzada indican que la desigualdad económica erosiona la confianza social. Este trabajo reevalúa esta asociación distinguiendo entre los componentes transversales y longitudinales de la desigualdad, usando para ello una muestra de casi 140 000 individuos de 19 países, a lo largo de treinta años (1990-2020). Los resultados sugieren que hay una relación negativa y robusta entre desigualdad y confianza entre países controlando por variables sociodemográficas y actitudinales, y por el efecto directo y condicional del ingreso. Los individuos en países con mayor desigualdad reportan sistemáticamente menor confianza social, pero la evidencia es menos consistente con que la confianza varíe con la desigualdad. En la segunda parte del trabajo se reafirman estos hallazgos utilizando datos a nivel subnacional de España entre 2008 y 2022.

Abstract

Relying on aggregate-level or cross-sectional survey data, extant research suggests that economic inequality erodes social trust. In this article we distinguish between cross-sectional and longitudinal components of inequality, using a sample of approximately 140,000 individuals in 19 countries over a thirty year period (1990-2020). Accounting for individual-level predictors as well as the direct and conditional effect of income, findings suggest a strong negative association between inequality and trust among countries. Individuals from countries with higher levels of inequality systematically report lower levels of trust, but evidence is less clear to substantiate that individuals are less trusting of one another during times of higher inequality. In the second part of the paper, we reassess these findings using subnational data for Spain between 2008 and 2022.

Cómo citar

Márquez Romo, Cristian (2024). «Desigualdad económica y confianza social: evidencia de los cambios observados en 19 países entre 1990 y 2020». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 185: 119-144. (doi: 10.5477/cis/reis.185.119-144)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es>

Cristian Márquez Romo: Universidad de Salamanca | cmarquez@usal.es



INTRODUCCIÓN

El interés por el estudio de la desigualdad ha estado presente desde el surgimiento de las ciencias sociales, debido a sus consecuencias sobre cuestiones claves para el desarrollo de los países, tales como el crecimiento económico, la violencia, la salud pública, la corrupción o la democracia (Easterly, 2007; Kapstein y Converse, 2008; Subramanian y Kawachi, 2004; Wilkinson y Pickett, 2009; You y Khagram, 2005). En los últimos lustros este interés ha ido en aumento dada la evidencia del incremento de los niveles de desigualdad económica a nivel mundial (Piketty y Saez, 2014; Sánchez-Ancochea, 2020; Zuckman, 2019).

Una discusión central alrededor de las consecuencias de la desigualdad se pregunta por su efecto sobre la confianza interpersonal (Bjørnskov, 2008; Cozzolino, 2011; Fairbrother y Martin, 2013; Uslaner y Brown, 2005; entre otros). Gran parte de la literatura coincide en que la desigualdad económica erosiona la confianza social (p. ej., Bjørnskov, 2008; Freitag y Bühlmann, 2009; Uslaner, 2002; Wilkinson y Pickett, 2009), utilizando datos agregados (p. ej., Bjørnskov, 2007, 2008; Uslaner y Brown, 2005) o datos individuales de sección cruzada (p. ej., Alesina y La Ferrara, 2002; Freitag y Bühlmann, 2009; Wilkinson y Pickett, 2009). En qué nivel de agregación esta relación cobra mayor relevancia es algo que sigue resultando menos evidente (Fairbrother y Martin, 2013; Hastings, 2018; Kanitsar, 2022; Suryahadi *et al.*, 2023). Pocos estudios contrastan esta asociación utilizando datos individuales tanto comparativos como longitudinales, pese a la ventaja que tiene este abordaje frente a utilizar datos agregados, cuyo riesgo implica incurrir en falacias ecológicas (Diez, 2003; Fairbrother, 2014; Subramanian *et al.*, 2009). Por el contrario, utilizar datos individuales, tanto comparativos como longitudinales, permite evaluar esta relación con-

trolando por los efectos composicionales a nivel individual, introduciendo interacciones entre niveles y combinando las ventajas del análisis multinivel con el de datos de panel¹ (Schmidt-Catran, Fairbrother y Andreß, 2019).

Este trabajo presenta los resultados de modelos de regresión multinivel con efectos aleatorios dentro de y entre países (REWB, por sus siglas en inglés), estimados a partir de una muestra de cerca de 140 000 individuos de 19 países observados en cinco rondas de la Encuesta Mundial de Valores (WVS, por sus siglas en inglés), a lo largo de treinta años (1990-2020). Los resultados sugieren una relación negativa y robusta entre desigualdad económica y confianza social entre países. Este efecto se mantiene tanto controlando por variables sociodemográficas y actitudinales como por el efecto directo y condicional del ingreso. En línea con hallazgos previos, los resultados sugieren que los individuos en países con mayores niveles de desigualdad reportan sistemáticamente menores niveles de confianza interpersonal, pero la evidencia es menos consistente con que los individuos confíen menos en los demás a medida que la desigualdad aumenta. En la segunda sección del estudio se reafirman estos hallazgos analizando siete rondas de la Encuesta Social Europea para España entre 2008 y 2022. En el apartado de conclusiones se discute la posibilidad de que el efecto de la desigualdad pueda ser capturado únicamente a partir de cambios graduales, por lo que se destaca la importancia de evaluar el vínculo entre desigualdad económica y confianza social haciendo particular énfasis en el efecto del tiempo, los niveles de

¹ Cabe destacar que los datos comparativos y longitudinales no son datos de panel en estricto sentido (i. e., los mismos individuos observados en más de una ocasión), sino secciones cruzadas repetidas, donde distintos individuos son observados periódicamente (Fairbrother, 2014). En este trabajo la mayoría de los países han sido encuestados entre cuatro (p. ej., Suecia, Argentina) y cinco ocasiones (p. ej., Estados Unidos, Perú) (tablas A1 y A3, apéndice).

agregación, así como utilizando indicadores que permitan capturar el efecto de la desigualdad tanto a nivel de ingresos como a nivel espacial o territorial.

DESIGUALDAD ECONÓMICA Y CONFIANZA SOCIAL: CONSIDERACIONES TEÓRICAS

Desde el siglo XIX, las ciencias sociales en general y la sociología en particular han enfatizado la importancia de la confianza interpersonal como una suerte de «contrato social» que hace posibles gran parte de las formas de intercambio en una sociedad (Durkheim, 1893). La confianza social propicia que las transacciones e interacciones en una sociedad sean más fluidas, mejorando la convivencia y la cooperación espontánea entre individuos (Cook, 2005). Mientras que altos niveles de confianza están asociados con mayores niveles de seguridad pública, crecimiento económico y menores niveles de corrupción y radicalización ideológica (Berning y Ziller, 2017; Knack y Keefer, 1997; La Porta *et al.*, 1997; Morris y Kleser, 2010; Sampson, Morenoff y Gannon-Rowley, 2002), en sociedades con altos niveles de desconfianza social resolver conflictos de manera pacífica suele ser más difícil y los costes asociados al uso de la fuerza y la coerción tienden a aumentar (Jordahl, 2008; Svendsen y Svendsen, 2008). En términos generales, la confianza social (i.e., la creencia de que se puede confiar en la mayoría de las personas dentro de una sociedad) es necesaria para la existencia de un «orden social» en sentido amplio (Fairbrother y Martin, 2013).

Dadas las consecuencias positivas que puede tener la confianza interpersonal, una importante agenda de investigación se ha centrado en identificar sus causas. Gran parte de la literatura sugiere que la desigualdad económica erosiona la confianza interpersonal (p. ej., Bjørnskov, 2008;

Freitag y Bühlmann, 2009; Uslaner, 2002; Wilkinson y Pickett, 2009). Existe un consenso en la literatura en torno a esta asociación, e incluso algunos autores han sostenido que la desigualdad económica es el principal determinante de la confianza interpersonal (p. ej., Uslaner, 2002: 186).

¿Pero cómo y por qué la desigualdad económica erosiona la confianza interpersonal? La literatura ha explorado, principalmente, dos mecanismos: lazos sociales o «fraccionalización social» y resentimiento social o «inferencia sobre relaciones sociales». En primer lugar, en sociedades con altos niveles de desigualdad, la relación entre clases sociales suele ser más compleja. Los seres humanos tenemos una tendencia a confiar en personas similares a nosotros —incluyendo similitudes en términos de ingreso o de riqueza—, por lo que en sociedades con mayores niveles de desigualdad estas similitudes y diferencias suelen acentuarse (Coleman, 1999; Fukuyama, 1995). La presencia de grandes brechas económicas puede traducirse en cada vez mayor distancia entre clases sociales, reforzando la tendencia a confiar en círculos cada vez más cercanos (p. ej., la familia o individuos pertenecientes únicamente a ciertos estratos sociales).

En sociedades muy desiguales, la familia suele convertirse en el único núcleo social en el que las personas pueden confiar, provocando que confiar en los demás dependa del grado de «familiaridad» entre quien deposita la confianza y quien la recibe (Hardin, 2006)². La fraccionalización social erosiona los niveles de confianza interpersonal cuando resulta cada vez más difícil que individuos de clases sociales distintas tengan experiencias en común y que,

² Por el contrario, en sociedades con mayores niveles de *igualdad*, la incertidumbre inherente a establecer relaciones con personas sobre las que no tenemos suficiente información se reduce, aumentando los incentivos para cooperar con quienes no conocemos de manera directa.

incluso si las tienen, resulten poco útiles para cultivar confianza dado que futuras interacciones son poco probables (Coffé y Geys, 2006; Hastings, 2018; Kawachi *et al.*, 1997; Ridgeway, 2014). La segregación social propicia que los individuos vivan vidas cada vez más distintas, dificultando la construcción de lazos sociales y la cohesión social (Bjørnskov, 2008).

Sumado a la importancia de los lazos sociales o la fraccionalización social, gran parte de la literatura se ha centrado en evaluar en qué medida cierto tipo de experiencias pueden erosionar los niveles de confianza social (Delhey y Newton, 2003; Freitag y Traunmüller, 2009; Welch, Sikkink y Loveland, 2007). Por un lado, la experiencia de desventaja y dificultades para salir adelante por parte de los sectores más desfavorecidos de una sociedad puede tener un efecto negativo al comparar su nivel de vida con el de los sectores más aventajados. Ver cómo hay quienes viven un nivel de vida inalcanzable mientras otros experimentan dificultades de subsistencia puede afectar la posibilidad de entablar relaciones de cooperación entre grupos. A medida que el ingreso se concentra cada vez más en el 1 % de la población, el «99 % restante» puede sentirse explotado o marginado, generando desconfianza entre clases sociales (Rothstein y Uslaner, 2005). Mientras más grande sea la brecha entre ricos y pobres, más probable será que quienes se ubican en las posiciones de mayor desventaja tengan inferencias sociales negativas hacia quienes se ubican en el extremo opuesto de la jerarquía (véase evidencia experimental en Gallego, 2016).

Al mismo tiempo, en sociedades con altos niveles de desigualdad, los individuos suelen ser más sensibles del lugar que ocupan socialmente en términos económicos (Hastings, 2018)³. Esto puede tener como

consecuencia, entre las personas de ingresos medios y altos, que estos interioricen como importante diferenciarse económicamente en términos de estatus, generando una suerte de «competencia» entre clases sociales que afecta la reciprocidad, la cooperación y la confianza social (Wilkinson y Pickett, 2009, 2017).

Tanto el efecto de la fraccionalización social como el de las inferencias sociales puede ser consecuencia de experiencias acumuladas que condicionan las expectativas que los individuos tienen sobre en qué medida pueden confiar en los demás a nivel societal. El mecanismo que lleva a los individuos a confiar en los demás puede responder incluso a patrones intergeneracionales que forjan las expectativas que tienen los individuos sobre en quién pueden depositar su confianza y en quiénes no. Por consiguiente, para contrastar la hipótesis *desigualdad-confianza*, el tratamiento del tiempo y los niveles de agregación cobran particular relevancia (p. ej., Fairbrother y Martin, 2013; Hastings, 2018; Kanitsar, 2022; Suryahadi *et al.*, 2023). Pese a que existe un amplio consenso que sugiere una relación negativa entre desigualdad económica y confianza social (p. ej., Bjørnskov, 2008; Freitag y Bühlmann, 2009; Wilkinson y Pickett, 2009), la mayor parte de estos trabajos utilizan datos agregados o datos individuales de sección cruzada a nivel nacional o subnacional (p. ej., Alesina y La Ferrara, 2002; Bjørnskov, 2007; Freitag y Bühlmann, 2009; Uslaner y Brown, 2005; Wilkinson y Pickett, 2009). Sin embargo, los estudios que evalúan simultáneamente el efecto de los componentes transversal y longitudinal de la desigualdad han introducido matices importantes. Fairbrother y Martin (2013), por ejemplo, encuentran para

brar mayor importancia, lo cual puede verse reflejado en el consumo de bienes que reafirman la posición de los individuos en términos económicos, tales como coches, casas o bienes lujosos (Bricker, Krimmel y Ramcharan, 2014 y Walasek y Brown, 2016, citados en Hastings, 2018).

³ Como describe Hastings (2018), en sociedades muy desiguales, diferenciarse en términos de estatus suele co-

el caso estadounidense una relación negativa entre desigualdad económica y confianza social entre Estados, pero no dentro de los Estados a lo largo del tiempo (mientras que ningún tipo de relación a nivel de condados). Por el contrario, utilizando la misma encuesta (General Social Survey) que Fairbrother y Martin (2013), durante un periodo más extendido en el tiempo (1973-2012), Hastings (2018) encuentra poca evidencia de una relación transversal y mayor evidencia de una relación longitudinal que apunta al mecanismo de los lazos sociales o la fraccionalización social.

Con base en estas consideraciones teóricas, si la desigualdad es la causa de los niveles de confianza, es posible esperar un efecto tanto transversal como longitudinal. Por consiguiente, se espera que la desigualdad económica influya negativamente sobre los niveles de confianza social, tanto entre países como dentro de los países, y se formula las siguientes hipótesis:

- H1. En países con mayores niveles de desigualdad económica los individuos confían menos en los demás.
- H2. Cambios en los niveles de desigualdad económica están sistemáticamente asociados con cambios en los niveles de confianza social. Los individuos confían menos en los demás en momentos de mayor desigualdad.

DATOS Y MÉTODO

Datos: nivel internacional

Para contrastar las hipótesis a nivel internacional, se utiliza la Encuesta Mundial de Valores (EMV). La EMV resulta particularmente útil para analizar la evolución de las actitudes y valores de individuos de alrededor de 60 países a lo largo de más de tres décadas. Esto ha hecho posible evaluar los cambios en los niveles de confianza social en un total de 19 países observados en por lo me-

nos cuatro rondas de la encuesta durante tres décadas (1990-2020)⁴. La selección responde a la mayor cantidad de países como observaciones válidas disponibles durante un periodo lo más extendido de tiempo, con el doble propósito de: a) calcular el efecto longitudinal de la desigualdad económica con la mayor cantidad posible de grados de libertad; b) a partir de una muestra en la que todos los países tienen un peso similar en términos temporales. Esto resulta en una muestra con un total de 144 996 individuos, 87 países-año y 19 países.

La variable dependiente: confianza interpersonal

La variable dependiente es dicotómica, operacionalizada a partir de la pregunta: «Hablando en términos generales, ¿usted diría que la mayoría de las personas son confiables o hay que tener mucho cuidado al tratar con personas?»⁵. Esta pregunta ha sido validada tanto en estudios observacionales como experimentales (p. ej., Fairbrother y Martin, 2013; Johnson y Mislin, 2012; Knack y Keefer, 1997). La variable dependiente ha sido recodificada, asignando un 1 a quienes aseguran que «se puede confiar en la mayoría de las personas» y un 0 a quienes consideran que «hay que tener mucho cuidado». Entre 1990 y 2020, el 73,31 % de los encuestados aseguró que «hay que tener mucho cuidado». Los países con un mayor porcentaje de individuos que consideran que pueden confiar en la mayoría de las personas son Suecia (65), China (60) y Australia (49), mientras

⁴ Argentina, Australia, Brasil, Canadá, Chile, China, Colombia, India, Japón, México, Nigeria, Perú, Rusia, Sudáfrica, Corea del Sur, España, Suecia, Turquía y Estados Unidos. La tabla A1 en el apéndice resume los países y olas incluidos en el análisis.

⁵ Q57: «Generally speaking, would you say that most people can be trusted or that you need to be very careful in dealing with people?».

que los que menos Brasil (7), Perú (7) y Colombia (10). La tabla A2 en el apéndice presenta el promedio de la variable dependiente por país entre 1990 y 2020.

Variable independiente: desigualdad económica

La principal variable de interés es la desigualdad económica medida a nivel país. Se utiliza la desigualdad de ingresos, calculada a partir del índice de Gini después de impuestos y transferencias (*post-tax, post-transfer*), con base en la «Standardized World Income Inequality Database» (SWIID) (Solt, 2020). El SWIID resulta particularmente útil para obtener una aproximación sobre los niveles de desigualdad a nivel mundial, maximizando la comparabilidad de los datos disponibles y armonizando fuentes como la Organización Económica para la Cooperación y el Desarrollo (OCDE), el Banco Mundial o la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)⁶. Teóricamente, el índice de Gini varía entre 0 y 100, donde 0 indica igualdad perfecta (todos los individuos tienen el mismo ingreso) y 100 desigualdad perfecta (todo el ingreso de un país concentrado en un solo individuo). La tabla A2 en el apéndice presenta el promedio de la variable independiente por país entre 1990 y 2020.

Variables de control: nivel país

Desarrollo económico. Estudios previos sugieren que, para asegurarse de que el efecto del índice de Gini no es espurio, es necesario controlar por los niveles de desarrollo económico (Kanitsar, 2022; Schmidt-Catran, 2016). Para controlar por un posible efecto del nivel de desarrollo económico sobre los niveles de confianza

interpersonal, se calcula el logaritmo del PIB per cápita real (en paridad de poder adquisitivo) por país-año, con base en Penn World Table 10.0 (PWT) (Feenstra, Inklaar y Timmer, 2015).

Densidad de población. De modo similar, para controlar por un posible efecto de los niveles de densidad poblacional, se incluye el logaritmo de la densidad poblacional con base en PWT 10.0 (Feenstra, Inklaar y Timmer, 2015).

Variables de control: nivel individual

Satisfacción personal y económica. Estudios recientes sugieren que la satisfacción personal y económica puede atenuar la relación entre desigualdad y confianza (Graafland y Lous, 2019; Hastings, 2018). Para controlar por un posible efecto de los niveles de satisfacción personal y económica sobre los niveles de confianza interpersonal, incluimos dos variables: 1) satisfacción con la vida y 2) satisfacción económica personal. Ambas tienen una escala de 1 a 10, donde 1 indica «completamente insatisfecho» y 10 «completamente satisfecho».

Ingreso. Como se señaló anteriormente, Wilkinson y Pickett (2009, 2017) sugieren que, en sociedades con mayores niveles de desigualdad, los individuos tienden a ser más sensibles con respecto al lugar que ocupan en términos económicos. Esto puede generar una tendencia a interiorizar como importante el diferenciarse en términos de estatus, promoviendo una suerte de «competencia» entre clases sociales que refuerza las diferencias entre grupos y erosiona la confianza. Para controlar por un posible efecto de la clase social sobre los niveles de confianza, incluimos una variable en la que se le consulta a los encuestados en qué grupo de ingresos se ubican (incluyendo todo el ingreso que reciben: salarios, pensiones, ayudas) en una escala de 1 a 10, donde 1 indica el grupo de menores ingre-

⁶ Véase más en: <https://fsolt.org/swiid/>

sos del país y 10 el de mayores ingresos. Además de controlar por un posible efecto directo del ingreso sobre los niveles de confianza, controlamos por el efecto condicional que el ingreso podría tener sobre la relación entre desigualdad y confianza.

Religión. Algunos estudios sugieren que las personas que se consideran religiosas tienden a confiar en mayor medida en los demás (Daniels y Ruhr, 2010; Dingemans e Ingen, 2015). Para controlar por un posible efecto de las creencias religiosas sobre los niveles de confianza, se incluye una variable dicotómica en la que se le pregunta a los individuos si se consideran religiosos (1 para quienes sí).

Características sociodemográficas. Se controla por tres variables sociodemográficas estándar: sexo (1 mujer), edad (una variable continua, con un promedio de 41 años) y nivel educativo (recodificada a partir de tres categorías: 1 Bajo, 2 Medio y 3 Alto).

DATOS: NIVEL SUBNACIONAL

Para analizar la relación entre desigualdad y confianza a nivel subnacional, se utilizan siete rondas de la Encuesta Social Europea (ESS) para España. La ESS resulta particularmente útil para analizar los cambios en las actitudes y valores en Europa con base en datos de encuesta de individuos observados cada dos años desde 2001. El trabajo se centra en el caso español principalmente por tres razones. Por un lado, análisis preliminares a nivel internacional sugieren que hay una clara relación negativa entre países pero, mientras que países como Suecia, China o Sudáfrica se alejan considerablemente de la recta de regresión, otros ofrecen un alto grado de «tipicidad» (diferencia entre el valor observado y el valor predicho). Un caso típico es aquel que está razonablemente explicado por un modelo previamente existente, por lo que el puzzle de interés del investigador subyace

dentro de este caso (Seawright y Gerring, 2008). El trabajo se centra en el caso español considerando que: a) utilizar un abordaje subnacional resulta particularmente útil, dado que seleccionar una cantidad pequeña de casos implicaría tener una N en el nivel 2 muy reducida (Schmidt-Catran, Fairbrother y Andreß, 2019); b) España es uno de los países que ha participado en una mayor cantidad de rondas de la ESS y cuenta con una cantidad de observaciones disponibles en el nivel subnacional durante más de una década; c) se logró obtener datos oficiales sobre la desigualdad de ingresos para todas las comunidades autónomas (CC. AA.) durante todo el periodo incluido en la ESS (2008-2022). Esto resulta en un total de 13 994 individuos, 119 CC. AA./año y 17 CC. AA.

La variable dependiente: confianza interpersonal

Operacionalizamos la variable dependiente a nivel subnacional a partir de la pregunta: «¿Cree que la mayoría de la gente intentaría aprovecharse de usted si pudiera, o cree que sería honrada?»⁷. Esta pregunta tiene una escala de 0 a 10, donde 0 es si consideran que la mayoría intentaría aprovecharse y 10 si creen que la mayoría de la gente se comportaría de manera honrada. La variable dependiente a nivel subnacional, distinta a la utilizada a nivel internacional, permite presentar dos aproximaciones distintas del mismo fenómeno utilizando dos preguntas validadas por la literatura correspondiente (Kennedy *et al.*, 1998; Hastings, 2018). Entre 2008 y 2022, una media de 5,35 españoles aseguró que confía en que la mayoría de la gente se comportaría de manera honrada. Las CC. AA. con mayor porcentaje de individuos que considera-

⁷ A5: «Using this card, do you think that most people would try to take advantage of you if they got the chance, or would they try to be fair?».

ron que la mayoría de las personas se comportarían de manera honrada son Navarra (5,7) y País Vasco (5,8), mientras que aquellas con un menor porcentaje Islas Canarias (4,8) y Baleares (5,1). La tabla A4 en el Apéndice presenta el promedio de la variable dependiente por CC. AA. para todo el periodo analizado.

Variable independiente: desigualdad económica

La variable dependiente es la desigualdad de ingresos medida a nivel autonómico, calculada a partir del cociente $S80/S20^8$, con base en el Instituto Nacional de Estadística (INE) (INE, 2021). Este indicador mide la desigualdad de ingresos calculando la relación entre la media obtenida por el 20 % de la población con la renta más alta y la renta media obtenida por el 20 % de la población con la renta más baja. Las CC. AA. con mayores niveles de desigualdad son Islas Canarias (7,2) y Baleares (7,2), mientras que aquellas con menores niveles de desigualdad son Navarra (4,6) y Castilla y León (4,9)⁹. La tabla A4 en el Apéndice presenta el promedio de la variable independiente para cada CC. AA.

⁸ Véase más en: https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259944509412&p=1254735110672&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayou¶m1=PYSDetalleFichaIndicador¶m3=1259937499084

⁹ Para obtener estimaciones más fiables, se excluyó a Ceuta y Melilla del análisis dado que son *outliers* en sus niveles de desigualdad. De acuerdo con el INE (2021), entre 2008 y 2021 el $S80/S20$ promedio para todas las CC. AA., incluyendo Ceuta y Melilla, fue 6,1. Este valor es 5,7 cuando se les excluye. Mientras que el nivel máximo de desigualdad entre 2008-2021 al excluir estos dos casos es 10,1 (correspondiente a Canarias en 2015), aumenta a 15 cuando se incluye a Ceuta y Melilla (correspondiente a los años 2009 y 2020, respectivamente). El valor promedio para estos dos casos durante todo el periodo es 9,8. Por otro lado, considerando que en comparación con el resto de CC. AA. La Rioja cuenta con una cantidad reducida de observaciones para algunos años, en análisis suplementarios reportamos modelos adicionales excluyendo a este caso. Los resultados son similares (véase tabla A6, apéndice).

Variables de control: nivel país

Del mismo modo que a nivel internacional, controlamos por los niveles de desarrollo económico y la densidad de población, calculados a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística (INE). Para medir el nivel de desarrollo económico, se calculó el ingreso per cápita real para cada CC. AA. en cada uno de los años disponibles en la muestra. Se introduce el logaritmo de ambos indicadores para optimizar las estimaciones.

Variables de control: nivel individual

A nivel individual, controlamos por un conjunto de variables que, como se ha señalado anteriormente, pueden atenuar la relación entre desigualdad y confianza: satisfacción personal y satisfacción con la economía (dos variables con una escala de 0 a 10, donde 0 es completamente insatisfecho y 10 completamente satisfecho), religión (con una escala de 0 a 10, donde 0 es nada religioso y 10 es muy religioso) y tres variables sociodemográficas: sexo (1 mujer), edad (una variable continua, con un promedio de 47 años) y nivel educativo (siete categorías, donde 1 es el nivel inferior correspondiente a ISCED 1 y 7 es el nivel superior, correspondiente a ISCED V2). Para medir el nivel de ingresos, se utilizó una variable dicotómica en la que se le pregunta a los encuestados cómo se siente con respecto a los ingresos de su hogar en la actualidad (0, con los ingresos actuales tenemos dificultades, muchas dificultades o nos alcanza para vivir; y 1, vivimos cómodamente)¹⁰. La tabla A5 en el apén-

¹⁰ Se optó por utilizar esta variable dado que para la pregunta con la escala de deciles de ingresos utilizada a nivel internacional alrededor del 24 % de los casos declaró no saber o se negó a responder. En análisis suplementarios se reestimó el modelo agrupando en el 0 a quienes respondieron «tenemos dificultades» o «muchas dificultades» y en el 1 a quienes aseguraron que

dice presenta la estadística descriptiva de todas las variables incluidas en el análisis.

MÉTODO

Para evaluar el efecto de la desigualdad económica sobre la confianza interpersonal, se estiman modelos multinivel con efectos aleatorios dentro de y entre países (*REWB*, por sus siglas en inglés). Dado que la variable independiente no pertenece al nivel individual, sino al grupo social en el que los individuos se insertan, ignorar estadísticamente esta agrupación arrojaría errores estándar sesgados (Fairbrother, 2014; Schmidt-Catran y Fairbrother, 2016). El principal predictor es una característica del nivel país o CC. AA. que varía en el tiempo, por lo que se introduce un nivel adicional (*país-año*), dado que no hacerlo implicaría calcular el efecto de la desigualdad como una característica de los individuos y no de los países (las variables nivel país son, por definición, constantes o *time-invariant*)¹¹. Se estiman modelos de tres niveles, donde el intercepto depende de características aleatorias del país y las variables independientes pueden ser características de los individuos o de los países o CC. AA. en distintos años. Para calcular los componentes transversal y longitudinal de la desigualdad, se descompone la variable independiente calculando su media por país/CC. AA. a lo largo de todo el periodo (*group-mean*), extrayendo la diferencia por cada año para capturar la variación temporal (*demeaning*). Al ser ortogonales por construcción, el efecto de los componentes transversal y longitudinal puede ser estimado de manera simultánea (Schmidt-

Catran y Fairbrother, 2016)¹². Para reducir la posibilidad de correlaciones espurias, dada la evolución conjunta de las variables dependiente e independiente, se introducen variables dicotómicas por año (Fairbrother, 2014). En los modelos en los que se introduce interacciones entre niveles se incluye tanto intercepto como pendiente aleatoria (Heisig y Schaeffer, 2019).

ANÁLISIS Y RESULTADOS

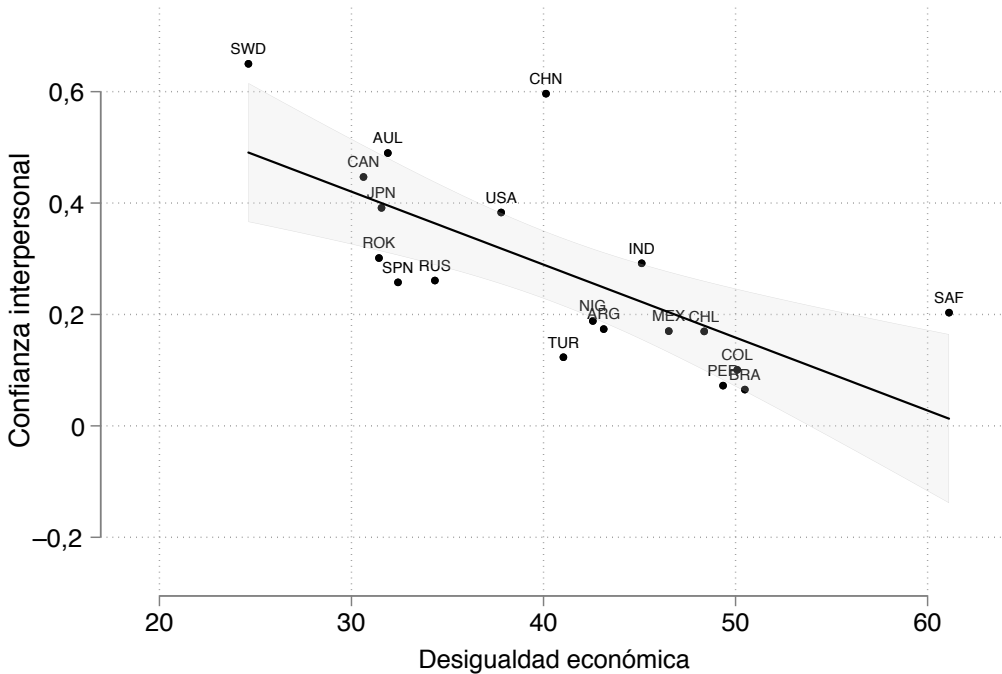
Nivel internacional

Antes de presentar los resultados, incluimos información descriptiva sobre la relación bivariada entre desigualdad económica y confianza en los países de nuestra muestra. El coeficiente de correlación del componente longitudinal de la desigualdad ($r = -0,02$) indica que no hay una relación entre desigualdad y confianza interpersonal dentro de los países (véase gráfico A1, apéndice). Por el contrario, el componente transversal sugiere que hay una relación negativa entre países ($r = -0,65$, $p < 0,001$). El gráfico 1 presenta esta relación. Dado que países como Suecia, China o Sudáfrica se alejan considerablemente de la recta de regresión, en análisis suplementarios se calculó esta relación bivariada 19 veces, incluyendo cada vez a todos los países menos uno para asegurar que la pendiente no depende de algún caso extremo. Los resultados muestran que hay una relación negativa entre países en todos los casos. El coeficiente de la pendiente varía entre $-0,61$ ($p < 0,001$) cuando se excluye a Suecia y $-0,74$ ($p < 0,001$) cuando se excluye a Sudáfrica.

«nos alcanza para vivir» o «vivimos cómodamente». Los resultados son similares.

¹¹ Para una explicación más detallada, véase Schmidt-Catran y Fairbrother (2016).

¹² El modelo tiene la siguiente estructura: $y_{it} = \beta_0(t) + \beta_1 X_{it} + \gamma WE(Z_{it} - Z_j) + Y_{BE} Z_j + v_j + u_{it} + e_{jit}$. Para una explicación detallada del modelo de efectos aleatorios dentro de y entre países, véanse Fairbrother (2014) o Schmidt-Catran y Fairbrother (2016).

GRÁFICO 1. Relación transversal bivariada entre desigualdad y confianza

Notas: $r(144,996) = -0,65$, $p < 0,001$. ARG Argentina, AUL Australia, BRA Brasil, CAN Canadá, CHL Chile, CHN China, COL Colombia, IND India, JPN Japón, MEX México, NIG Nigeria, PER Perú, ROK Corea del Sur, RUS Rusia, SAF Sudáfrica, SPN España, SWD Suecia, TUR Turquía, USA Estados Unidos.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la EMV y el SWIID.

La tabla 1 presenta los modelos. En el modelo 1 se introducen únicamente las variables individuales. En el modelo 2, el índice de Gini. En el modelo 3 se introduce, simultáneamente, el efecto de los componentes transversal (BE) y longitudinal (WE) de la desigualdad. En el modelo 4 se introducen todas las variables de manera simultánea, así como la interacción entre los componentes transversal y longitudinal de la desigualdad y la variable ingresos.

El modelo 2 indica que, de acuerdo con la expectativa general, hay una asociación negativa entre el índice de Gini y los niveles de confianza interpersonal (99 % IC). Este resultado sugiere que los individuos confían significativamente menos en los demás en contextos de mayor desigualdad. Dado que el índice de Gini en el modelo 2 representa una suerte

de «media ponderada» del efecto de la desigualdad dentro de y entre países (Fairbrother, 2014), en el modelo 3 se introducen los componentes transversal (BE) y longitudinal (WE). El modelo 3 sugiere que, en línea con H1, hay una relación negativa robusta entre el componente transversal de la desigualdad y los niveles de confianza interpersonal (99 % CI). Este efecto se mantiene controlado por las variables actitudinales y sociodemográficas, así como por los niveles de desarrollo económico y densidad poblacional. Por el contrario, el modelo 3 sugiere que el componente longitudinal no tiene un efecto sobre los niveles de confianza social. Contrario a lo esperado en H2, este resultado no indica que los cambios en los niveles de desigualdad estén sistemáticamente asociados con cambios en los niveles de confianza social.

TABLA 1. El efecto de la desigualdad económica sobre la confianza interpersonal

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Nivel individual</i>				
Mujer	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
Edad	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)
<i>Nivel educativo (ref. bajo)</i>				
Medio	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,01 (0,00)
Alto	0,06*** (0,00)	0,06*** (0,00)	0,06*** (0,00)	0,07*** (0,00)
Religioso	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
Ingresos	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,05*** (0,01)
Satisfacción con la vida	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)
Satisfacción económica	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)
<i>Nivel país-año</i>				
Índice de Gini		-0,01*** (0,00)		
Índice de Gini (BE)			-0,01*** (0,00)	-0,01** (0,00)
Índice de Gini (WE)			0,00 (0,00)	0,01 (0,01)
<i>Interacciones entre niveles</i>				
Índice de Gini (BE) X ingresos				-0,00*** (0,00)
Índice de Gini (WE) X ingresos				-0,00 (0,00)
Pib/cápita (log)		0,01 (0,03)	-0,00 (0,03)	-0,01 (0,02)
Densidad población (log)		0,03 (0,02)	0,03 (0,02)	0,02 (0,02)
Dummies por año	√	√	√	√
Constante	0,18 (0,05)	0,31 (0,33)	0,68 (0,35)	0,55 (0,34)
Var (país)	0,248	0,015	0,013	0,012
Var (país-año)	0,002	0,003	0,002	0,003
Var (residual)	0,165	0,163	0,163	0,162
N individuos	121.177	117.180	117.180	117.180
N países-año	81	80	80	80
N países	19	19	19	19

Notas: Los modelos 1 a 3 incluyen intercepto aleatorio por país/país-año; el modelo 4 incluye tanto intercepto aleatorio como pendiente aleatoria para la variable «ingresos». Errores estándar entre paréntesis. *** p < 0,01; ** p < 0,05.

Fuente: Cálculos del autor.

El modelo 4 presenta el resultado de la interacción entre los componentes transversal y longitudinal de la desigualdad y la variable ingresos. Dado que esta interacción es estadísticamente significativa (modelo 4), en análisis suplementarios se presenta gráficamente esta relación. El resultado sugiere que no hay diferencias significativas entre los grupos de menores y mayores ingresos a medida que la desigualdad económica varía entre países (véase gráfico A2, apéndice). Aunque la pendiente es ligeramente más pronunciada para los individuos de mayores ingresos (indicando que estos últimos confían en promedio más en los demás en países con menor desigualdad), los niveles promedio de confianza tienden a reducirse y son similares para ambos grupos en contextos de mayor desigualdad. Este resultado es consistente con la tesis que sostiene que en el largo plazo la erosión de la confianza social afecta tanto a los sectores más como a los menos aventajados de la población (Coffé y Geys, 2006; Kawachi *et al.*, 1997; Ridgeway, 2014; Wilkinson y Pickett, 2017).

Por último, los modelos incluyen distintos controles a nivel individual y contextual que ofrecen información adicional sobre los factores que explican la confianza social. En términos generales, la edad, el nivel educativo y la satisfacción personal y económica tienen un efecto positivo sobre los niveles de confianza interpersonal. Los individuos de mayor edad, nivel educativo, así como quienes se sienten más satisfechos personal y económicamente, tienden a confiar en los demás. Por el contrario, el sexo tiene un efecto negativo. Las mujeres confían menos en los demás en comparación con los hombres. Ni la religión ni el ingreso per cápita o la densidad poblacional parecen tener un efecto sobre los niveles de confianza interpersonal.

Nivel subnacional

Del mismo modo que a nivel internacional, incluimos información descriptiva so-

bre la relación bivariada entre desigualdad económica y confianza en las CC. AA. españolas entre 2008 y 2022. El coeficiente de correlación del componente longitudinal de la desigualdad ($r = 0,01$) sugiere que no hay una relación entre desigualdad y confianza interpersonal dentro de las CC. AA. (véase gráfico A3, apéndice). Por el contrario, el componente transversal sugiere que hay una relación negativa entre CC. AA. ($r = -0,55$, $p < 0,001$). El gráfico 2 presenta esta relación. Nuevamente, dado que CC. AA. como el País Vasco o Islas Baleares se alejan considerablemente de la recta de regresión, calculamos esta relación bivariada 17 veces incluyendo a todas las CC. AA. menos una para asegurar que la pendiente no depende de algún caso extremo. Los resultados indican una relación negativa en todos los casos. El coeficiente de la pendiente varía entre $-0,42$ ($p < 0,001$) cuando se excluye a Andalucía y $-0,62$ ($p < 0,001$) cuando se excluye a Madrid.

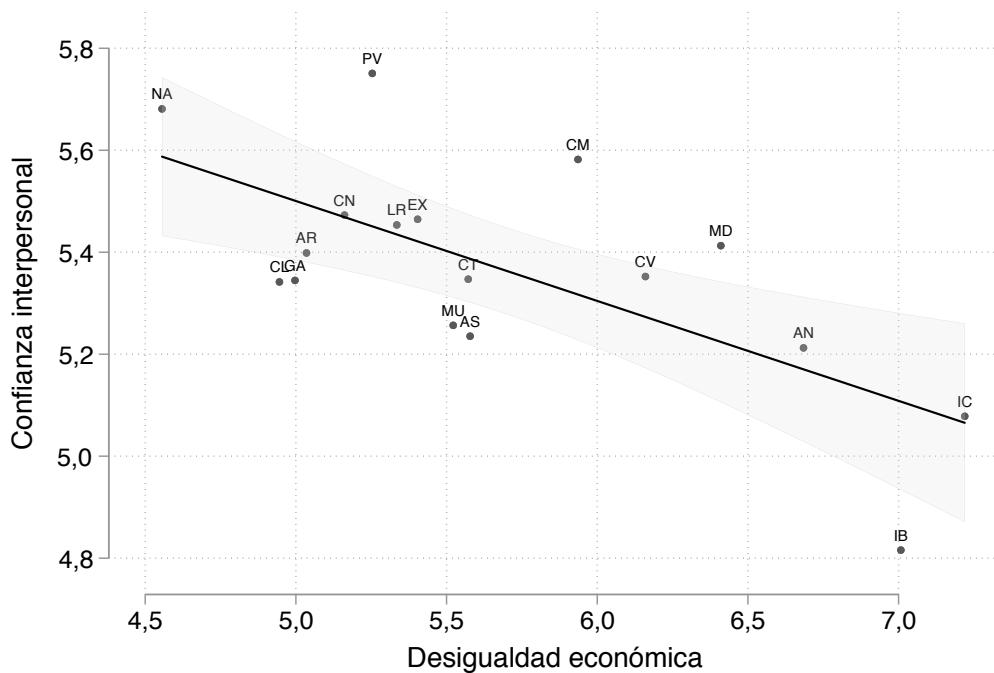
La tabla 2 presenta los modelos. Del mismo modo que en el apartado anterior, primero se introducen las variables individuales. En modelo 2, el índice de Gini. En el modelo 3 se introducen, simultáneamente, los componentes transversal (BE) y longitudinal (WE) de la desigualdad. En el modelo 4, la interacción entre los componentes transversal y longitudinal de la desigualdad y la variable ingresos. Con excepción del modelo 1, todos los modelos incluyen controles sociodemográficos y actitudinales a nivel individual.

El modelo 2 sugiere que, en línea con la expectativa general, los individuos en CC. AA. con mayores niveles de desigualdad tienden a reportar menos confianza en los demás. La dirección del efecto es la esperada, pero el coeficiente no es estadísticamente significativo ($-0,07$, $p < 0,132$). Distinguir entre los componentes transversal y longitudinal sugiere que este efecto es únicamente transversal

($-0,21$, $p < 0,001$) (modelo 3). Los resultados sugieren que los individuos en CC. AA. con mayores niveles de desigualdad tienden a confiar menos en los demás, en línea con H1. Por el contrario, los resultados no son consistentes con que los individuos confíen menos en los demás a medida que la desigualdad aumenta, en contra de lo establecido en H2. Pese a que el modelo 4 indica que la interacción entre el componente transversal de la desigualdad y la variable ingresos no es estadísticamente significativa, en análisis suplementarios se presenta gráficamente esta relación (véase

grafico A4, apéndice). Los resultados sugieren que no hay diferencias sistemáticas entre los grupos de mayores y menores ingresos en función de los niveles de desigualdad económica entre países. Nuevamente, aunque la pendiente es ligeramente más pronunciada para los individuos de mayores ingresos (indicando que estos últimos confían en promedio más en los demás en CC. AA. con menores niveles de desigualdad), tanto los individuos de menores como los de mayores ingresos confían menos en los demás en contextos con mayor desigualdad.

GRÁFICO 2. Relación transversal bivariada entre desigualdad y confianza



Notas: $r(13,994) = -0,55$, $p < 0,001$. AN Andalucía, AR Aragón, AS Asturias, IB Islas Baleares, IC Islas Canarias, CN Cantabria, CM Castilla-La Mancha, CL Castilla y León, CT Cataluña, CV Comunitat Valenciana, EX Extremadura, GA Galicia, LR La Rioja, MD Madrid, MU Murcia, NA Navarra, PV País Vasco.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ESS y el INE.

TABLA 2. El efecto de la desigualdad económica sobre la confianza interpersonal

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Nivel individual</i>				
Mujer	0,08** (0,04)	0,08** (0,04)	0,08** (0,04)	0,08** (0,04)
Edad	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Nivel educativo	0,13*** (0,01)	0,13*** (0,01)	0,13*** (0,01)	0,13*** (0,01)
Religioso	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)
Ingresos	0,16*** (0,04)	0,16*** (0,04)	0,16*** (0,04)	0,66* (0,37)
Satisfacción con la vida	0,12*** (0,01)	0,12*** (0,01)	0,12*** (0,01)	0,11*** (0,01)
Satisfacción económica	0,11*** (0,01)	0,11*** (0,01)	0,11*** (0,01)	0,11*** (0,01)
<i>Nivel CC. AA.-año</i>				
Índice de Gini		-0,07 (0,05)		
Índice de Gini (BE)			-0,21*** (0,08)	-0,13* (0,07)
Índice de Gini (WE)			-0,00 (0,06)	-0,03 (0,06)
Pib/cápita (log)		-0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)
Densidad población (log)		0,01	0,06	-0,00
<i>Interacciones entre niveles</i>				
Índice de Gini (BE) X ingresos				-0,09 (0,06)
Índice de Gini (WE) X ingresos				0,09 (0,06)
Dummies por año	√	√	√	√
Constante	3,48*** (0,13)	3,83*** (0,94)	4,03*** (0,91)	4,50*** (0,82)
Var (CC. AA.)	0,031	0,027	0,022	0,052
Var (CC. AA./año)	0,060	0,063	0,061	0,061
Var (residual)	3,840	3,839	3,839	3,830
N individuos	11.409	11.409	11.409	11.409
N CC. AA./año	102	102	102	102
N CC. AA.	17	17	17	17

Nota: Los modelos 1 a 3 incluyen intercepto aleatorio por CC. AA./CC. AA.-año; el modelo 4 incluye tanto intercepto aleatorio como pendiente aleatoria para la variable «ingresos». Errores estándar entre paréntesis. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Fuente: Cálculos del autor.

Por último, los modelos incluyen distintos controles que ofrecen información adicional sobre los determinantes de la confianza social en España a nivel subnacional. En términos generales, el sexo, el nivel educativo, y la satisfacción personal y económica tienen un efecto positivo. Los individuos con mayor escolaridad, mayores ingresos y más satisfechos personal y económicamente tienden a confiar más en los demás. Las mujeres confían significativamente más en los demás en comparación con los hombres. Ni la religión, la edad, el ingreso per cápita o el tamaño de la población parecen tener un efecto sobre la confianza interpersonal.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Este artículo analiza la relación entre desigualdad económica y confianza social, evaluando el efecto transversal y longitudinal de la desigualdad económica. Para ello, se utilizaron modelos multinivel de efectos aleatorios dentro de y entre países, estimados a partir de datos de encuesta comparativos y longitudinales de alrededor de 140 000 individuos observados en 19 países entre 1990 y 2020 a nivel internacional, así como alrededor de 13 000 individuos en 17 CC. AA. españolas entre 2008 y 2022.

Los principales hallazgos se pueden dividir en tres. En primer lugar, los resultados sugieren que el componente transversal es un predictor robusto de la variación en los niveles de confianza interpersonal, tanto entre países como entre CC. AA. Por el contrario, los resultados no son consistentes con que los cambios en los niveles de desigualdad tengan un efecto negativo sobre los niveles de confianza interpersonal. Por consiguiente, en línea con estudios que analizan simultáneamente el efecto el efecto transversal y longitudinal de la desigualdad económica sobre la confianza social (p. ej., Fairbrother y Martin, 2013; Hastings, 2018),

se da cuenta de la importancia de distinguir entre estos componentes a la hora de analizar su efecto sobre los niveles de confianza interpersonal.

En segundo lugar, los hallazgos añaden un matiz relevante a gran parte de la literatura que utiliza secciones cruzadas o datos agregados para analizar la relación entre desigualdad económica y confianza social (Bjørnskov, 2008; Freitag y Bühlmann, 2009; Uslaner, 2002; Wilkinson y Pickett, 2009). Los resultados se ubican en línea con la hipótesis de que en sociedades con mayor desigualdad los individuos tienden a confiar menos en los demás, pero a diferencia de estudios anteriores se evalúan estos resultados tanto entre países como dentro de uno de los países de la muestra a nivel subnacional. Los resultados reafirman que la relación es únicamente transversal: los individuos de CC. AA. españolas con mayores niveles de desigualdad tienden a confiar menos en los demás.

En tercer lugar, los resultados aportan información adicional sobre las variables individuales que podrían atenuar la relación general entre desigualdad y confianza. Tanto a nivel internacional como subnacional, los individuos con mayor nivel educativo, satisfacción personal y económica, y nivel de ingreso tienden a confiar en los demás. Por el contrario, mientras que entre países los resultados indican que las mujeres confían menos en los demás en comparación con los hombres, lo contrario ocurre en las CC. AA. españolas. El efecto condicional del ingreso sugiere que, tanto a nivel internacional como subnacional, aunque los individuos de mayores ingresos confían en promedio más en los demás en contextos de menor desigualdad, no hay diferencias sistemáticas entre estos últimos y los individuos de menores ingresos. En otras palabras, los individuos tienden a confiar menos en los demás en contextos con mayor desigualdad, independientemente de su nivel de ingreso, en línea con los estudios que sos-

tienen que en el largo plazo la erosión de la confianza social afecta tanto a los sectores más como a los menos aventajados de la población (Coffé y Geys, 2006; Ridgeway, 2014; Wilkinson y Pickett, 2017).

Este trabajo no está exento de limitaciones, por lo que es importante reconocer dos. En primer lugar, la ausencia de un efecto longitudinal hace menos robusta la asociación entre desigualdad económica y confianza interpersonal. Por un lado, la evidencia de un efecto transversal cobra relevancia dado que permite controlar por la composición de distintos grupos a nivel individual capturando diferencias duraderas en los niveles de desigualdad, pero es más vulnerable de ser espuria al dificultar establecer un camino causal que ataje el potencial problema de la endogeneidad (Schmidt-Catran y Fairbrother, 2016). Por otro lado, pese a que el efecto transversal es una evidencia menos convincente para sostener que esta relación es causal, es consistente con los estudios que sugieren que la desigualdad podría tener consecuencias únicamente observables en el largo plazo (p. ej., Fairbrother y Martin, 2013; Uslaner, 2008). Mientras que podemos esperar que variables como el desempleo o el crecimiento económico tengan un mayor peso coyuntural y un efecto inmediato (Duijndam y Beukering, 2021), el índice de Gini tiende a variar poco, por lo que tiene un efecto difícilmente susceptible de ser observado en el corto plazo. Como señaló Inglehart (1987) en su teoría sobre el cambio de valores en sociedades industriales avanzadas, si bien este tipo de cambios estructurales implican un cambio de valores a nivel individual, a nivel societal suelen manifestarse de manera gradual, incluso en función del remplazo generacional. En palabras de Uslaner (2008: 290), la confianza social es un valor forjado durante los años formativos de los individuos, arraigado culturalmente y que puede ser resistente a los cambios producidos por la experiencia.

En segundo lugar, cabe reconocer que la selección de los casos ha estado condicionada por la disponibilidad de muestras representativas a nivel nacional que permitan estimar los efectos transversal y longitudinal de la desigualdad económica. Mientras que algunos investigadores afirman que la estadística inferencial solo es aplicable a muestras aleatorias, otros sostienen que, dado que las encuestas internacionales están basadas en muestras aleatorias a nivel nacional, realizar inferencias con base en una muestra no aleatoria de países tiene validez pese a que los resultados no sean extrapolables a otros países, sino condicionales a las unidades observadas (Beck, 2001; Schmidt-Catran, Fairbrother y Andreß, 2019). La selección de los casos a nivel internacional ha estado condicionada por la disponibilidad de muestras representativas durante un periodo suficientemente extendido en el tiempo, con el propósito de asignar a cada grupo un peso similar en términos temporales. Trabajos previos que utilizan el modelo REWB utilizan muestras en las que, mientras que algunos países son observados de manera consistente a lo largo de todo el periodo analizado, otros únicamente en dos o incluso en una sola ocasión (p. ej., Fairbrother, 2014; Schmidt-Catran, 2016).

Los resultados de este trabajo se suman a la literatura que sugiere una relación negativa entre desigualdad económica y confianza social, reconociendo las limitaciones de la evidencia existente. Futuros trabajos podrían avanzar en una agenda de investigación que evalué el efecto de la desigualdad sobre la confianza social haciendo particular énfasis en el efecto del tiempo (p. ej., Hastings, 2018), utilizando una mayor cantidad de niveles de análisis y de desagregación espacial (p. ej., Kanitzar, 2022), así como indicadores que permitan capturar el efecto de la desigualdad tanto a nivel de ingresos como a nivel espacial o territorial. Replicar el análisis en distintos contextos, periodos temporales y niveles de agregación puede resultar particular-

mente útil para poner a prueba la validez de la evidencia existente y profundizar en nuestro conocimiento sobre los mecanismos que explican la relación histórica entre desigualdad económica y confianza interpersonal.

BIBLIOGRAFÍA

- Alesina, Alberto y La Ferrara, Eliana (2002). «Who Trusts Others?». *Journal of Public Economics*, 85(2): 207-234.
- Beck, Nathaniel (2001). «Time-series-cross-section Data: What Have We Learned in the Past Few Years?». *Annual Review of Political Science*, 4: 271-293.
- Berning, Carl y Ziller, Conrad (2017). «Social Trust and Radical Right-wing Populist Party Preferences». *Acta Politica*, 52: 198-217.
- Bjørnskov, Christian (2007). «Determinants of Generalized Trust: A Cross-country Comparison». *Public Choice*, 130: 1-21.
- Bjørnskov, Christian (2008). «Social Trust and Fractionalization: A Possible Reinterpretation». *European Sociological Review*, 24(3): 271-283.
- Bricker, Jesse; Krimmel, Jacob y Ramcharan, Rodney (2021). «Signaling Status: The Impact of Relative Income on Household Consumption and Financial Decisions». *Management Science*, 67(4): 1993-2009.
- Coffé, Hilde y Geys, Benny (2006). «Community Heterogeneity: A Burden for the Creation of Social Capital?». *Social Science Quarterly*, 87(5): 1053-1072.
- Coleman, James (1990). *Foundations of Social Theory*. Cambridge: Harvard University Press.
- Converse, Nathan y Kapstein, Ethan B. (2008). «Poverty, Inequality, and Democracy: Why Democracies Fail». *Journal of Democracy*, 19(4): 57-68. Disponible en: <https://www.journalofdemocracy.org/articles/poverty-inequality-and-democracy-why-democracies-fail/>, acceso 6 de febrero de 2023.
- Cook, Karen S. (2005). «Networks, Norms, and Trust: The Social Psychology of Social Capital». *Social Psychology Quarterly*, 68(1): 4-14.
- Cozzolino, Philip J. (2011). «Trust, Cooperation, and Equality: A Psychological Analysis of the Formation of Social Capital». *British Journal of Social Psychology*, 50: 302-320.
- Daniels, Joseph P. y Ruhr, Marc von der (2010). «Trust in Others: Does Religion Matter?». *Review of Social Economy*, 68(2): 163-186.
- Delhey, Jan y Newton, Kenneth (2003). «Who Trusts? The Origins of Social Trust in Seven Societies». *European Societies*, 5(2): 93-137.
- Diez Roux, Ana V. (2003). Potentialities and Limitations of Multilevel Analysis in Public Health and Epidemiology. En: D. Courgeau (ed.). *Methodology and Epistemology of Multilevel Analysis* (pp. 93-119). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Dingemans, Ellen e Ingen, Erik van (2015). «Does Religion Breed Trust? A Cross-national Study of the Effects of Religious Involvement, Religious Faith and Religious Context on Social Trust». *Journal for the Scientific Study of Religion*, 54(4): 739-755.
- Duijndam, Sem y Beukering, Pieter van (2021). «Understanding Public Concern about Climate Change in Europe, 2008–2017: The Influence of Economic Factors and Right-wing Populism». *Climate Policy*, 21(3): 353-367.
- Durkheim, Emilie (1984) [1893]. *The Division of Labor in Society*. New York: The Free Press.
- Easterly, William (2007). «Inequality Does Cause Underdevelopment: Insights from a New Instrument». *Journal of Development Economics*, 84: 755-776.
- Fairbrother, Malcolm (2014). «Two Multilevel Modeling Techniques for Analyzing Comparative Longitudinal Survey Datasets». *Political Science Research and Methods*, 2: 119-140.
- Fairbrother, Malcolm y Martin, Isaac W. (2013). «Does Inequality Erode Social Trust? Results from Multilevel Models of US States and Counties». *Social Science Research*, 42(2): 347-360.
- Feenstra, Robert C.; Inklaar, Robert y Timmer, Marcel P. (2015). «The Next Generation of the Penn World Table». *American Economic Review*, 105(10): 3150-3182.
- Freitag, Markus y Bühlmann, Marc (2009). «Crafting Trust. The Role of Political Institutions in a Comparative Perspective». *Comparative Political Studies*, 42(12): 1537-1566.
- Freitag, Markus y Traunmüller, Richard (2009). «Spheres of Trust: An Empirical Analysis of the Foundations of Particularised and Generalised Trust». *European Journal of Political Research*, 48(6): 782-803.
- Fukuyama, Francis (1995). *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. New York: Free Press.
- Gallego, Aina (2016). «Inequality and the Erosion of Trust among the Poor: Experimental Evidence». *Socio-Economic Review*, 14(3): 443-460.

- Graafland, Johan y Lous, Bjorn (2019). «Income Inequality, Life Satisfaction Inequality and Trust: A Cross Country Panel Analysis». *Journal of Happiness Studies*, 20: 1717-1737.
- Hardin, Russell (2006). *Trust*. Cambridge: Polity Press.
- Hastings, Orestes P. (2018). «Less Equal, Less Trusting? Longitudinal and Cross-sectional Effects of Income Inequality on Trust in U.S. States, 1973-2012». *Social Science Research*, 74: 77-95.
- Heisig, Jan P. y Schaeffer, Merlin (2019). «Why You Should Always Include a Random Slope for the Lower-Level Variable Involved in a Cross-Level Interaction». *European Sociological Review*, 35(2): 258-279.
- INE. Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2021). *Indicadores de Calidad de Vida. Desigualdad S80/S20*. Disponible en: https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259944509412&p=1254735110672&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayout¶m1=PYSDetalleFichaIndicador¶m3=1259937499084, acceso 22 de febrero de 2023.
- Inglehart, Ronald y Flanagan, Scott (1987). «Value Change in Industrial Societies». *American Political Science Review*, 81(4): 1289-1319.
- Johnson, Noel D. y Mislin, Alexandra (2012). «How much Should We Trust the World Values Survey Trust Question?». *Economics Letters*, 116(2): 210-212.
- Jordahl, Henrik (2007). «Inequality and Trust». IFN Working Paper No. 715. Disponible en: <https://www.ifn.se/Wfiles/wp/wp715.pdf>, acceso 25 de noviembre de 2022.
- Kanitsar, Georg (2022). «The Inequality-Trust Nexus Revisited: At What Level of Aggregation Does Income Inequality Matter for Social Trust?». *Social Indicators Research*, 163: 171-195.
- Kawachi, Ichiro; Kennedy, B. P.; Lochner, K. y Prothrow-Stith, D. (1997). «Social Capital, Income Inequality, and Mortality». *American Journal of Public Health*, 87: 1491-1498.
- Kennedy, B. P.; Kawachi, I.; Prothrow-Stith, D.; Lochner, K. y Gupta, V. (1998). «Social Capital, Income Inequality, and Firearm Violent Crime». *Social Science & Medicine*, 47(1): 7-17.
- Knack, Stephen y Keefer, Philip (1997). «Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation». *Quarterly Journal of Economics*, 112: 1251-1288.
- La Porta, Rafael; Lopez-de-Silanes, Florencio; Shleifer, Andrei y Vishny, Robert W. (1997). «Trust in Large Organizations». *American Economic Review*, 87: 333-338.
- Morris, Stephen D. y Klesner, Joseph L. (2010). «Corruption and Trust: Theoretical Considerations and Evidence From Mexico». *Comparative Political Studies*, 43(10): 1258-1285.
- Piketty, Thomas y Saez, Emmanuel (2014). «Inequality in the Long Run». *Science*, 344(6186): 838-843.
- Ridgeway, Cecilia (2014). «Why Status Matters for Inequality». *American Sociological Review*, 79: 1-16.
- Rothstein, Bo y Uslaner, Eric M. (2005). «All for All: Equality, Corruption, and Social Trust». *World Politics*, 58(1): 41-72.
- Sampson, Robert J.; Morenoff, Jeffrey D. y Gannon-Rowley, Thomas (2002). «Assessing “Neighborhood Effects”: Social Processes and New Directions in Research». *Annual Review of Sociology*, 28(1): 443-478.
- Sánchez-Ancochea, Diego (2020). *The Costs of Inequality in Latin America: Lessons and Warnings for the Rest of the World*. London: I. B. Tauris.
- Schmidt-Catran, Alexander W. (2016). «Economic Inequality and Public Demand for Redistribution: Combining Cross-sectional and Longitudinal Evidence». *Socio-Economic Review*, 14(1): 119-140.
- Schmidt-Catran, Alexander W. y Fairbrother, Malcolm (2015). «The Random Effects in Multi-level Models: Getting Them Wrong and Getting Them Right». *European Sociological Review*, 32(1): 23-38.
- Schmidt-Catran, Alexander W.; Fairbrother, Malcolm y Andreß, Hans-Jürgen (2019). «Multilevel Models for the Analysis of Comparative Survey Data: Common Problems and Some Solutions». *Köln Z Soziol*, 71(1): 99-128.
- Scruggs, Lyle y Benegal, Salil (2012). «Declining Public Concern about Climate Change: Can We Blame the Great Recession?». *Global Environmental Change*, 22(2): 505-515.
- Seawright, Jason y Gerring, John (2008). «Case Selection Techniques in Case Study Research: A Menu of Qualitative and Quantitative Options». *Political Research Quarterly*, 61(2): 294-308.
- Solt, Frederick (2020). «Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database». *Social Science Quarterly*, 101(3): 1183-1199. SWIID Version 9.4, noviembre 2022.

- Subramanian, S. V. y Kawachi, Ichiro (2004). «Income Inequality and Health: What Have We Learned So Far?». *Epidemiologic Reviews*, 26: 78-91.
- Subramanian, S. V.; Jones, Kelyvn; Kaddour, Afamia y Krieger, Nancy (2009). «Revisiting Robinson: The Perils of Individualistic and Ecologic Fallacy». *International Journal of Epidemiology*, 38: 342-360.
- Suryahadi, Asep; Al Izzati, Ridho; Suryadarma, Daniel y Dartanto, Teguh (2023). «How Inequality Affects Trust in Institutions: Evidence from Indonesia». *Asian Economic Policy Review*, 18: 73-91.
- Svendsen, Gert T. y Svendsen, Lind H. (2008). *Handbook of Social Capital*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Uslaner, Eric M. (2002). *The Moral Foundations of Trust*. New York: Cambridge University Press.
- Uslaner, Eric M. (2008). «The Foundations of Trust: Macro and Micro». *Cambridge Journal of Economics*, 32(2): 289-294.
- Uslaner, Eric M. y Brown, Mitchell (2005). «Inequality, Trust, and Civic Engagement». *American Politics Research*, 33(6): 868-894.
- Welch, Michael R.; Sikkink, David y Loveland, Matthew T. (2007). «The Radius of Trust: Religion, Social Embeddedness and Trust in Strangers». *Social Forces*, 86(1): 23-46.
- Wilkinson, Richard G. y Pickett, Kate E. (2009). «Income Inequality and Social Dysfunction». *Annual Review of Sociology*, 35: 493-511.
- Wilkinson, Richard G. y Pickett, Kate E. (2017). «The Enemy between Us: The Psychological and Social Costs of Inequality». *European Journal of Social Psychology*, 47: 11-24.
- You, Jong-Sung y Khagram, Sanjeev (2005). «A Comparative Study of Inequality and Corruption». *American Sociological Review*, 70(1): 136-157. doi: 10.1177/000312240507000107
- Zucman, Gabriel (2019). «Global Wealth Inequality». *Annual Review of Economics*, 11(1): 109-138.

RECEPCIÓN: 27/11/2022

REVISIÓN: 20/02/2023

APROBACIÓN: 22/05/2023

APÉNDICE A: MUESTRA Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

TABLA A1. Países y olas

País	Ola WVS						Total
	1989-1993	1994-1998	1999-2004	2005-2009	2010-2014	2017-2020	
Argentina	0	1.053	1.248	983	0	912	4.196
Australia	0	1.983	0	1.355	1.038	1.686	6.062
Brasil	1.747	1.135	0	1.447	1.467	1.693	7.489
Canadá	0	0	1.899	2.067	0	3.997	7.963
Chile	0	966	1.167	982	971	972	5.058
China	0	1.441	911	1.689	2.196	2.825	9.062
Colombia	0	5.904	0	2.992	1.485	1.498	11.879
India	2.365	1.751	1.870	1.540	3.816	0	11.342
Japón	0	0	1.121	969	2.131	1.244	5.465
México	0	1.373	1.479	1.543	1.990	1.652	8.037
Nigeria	927	1.802	1.993	0	1.759	1.213	7.694
Perú	0	1.174	1.486	1.475	1.196	1.395	6.726
Rusia	0	1.978	0	1.880	2.317	1.744	7.919
Sudáfrica	2.569	2.823	2.927	0	3.463	0	11.782
Corea del Sur	0	1.242	1.200	1.184	1.190	1.245	6.061
España	0	1.163	1.158	1.163	1.146	0	4.630
Suecia	0	945	972	955	1.147	0	4.019
Turquía	924	1.832	3.041	1.339	1.521	2.353	11.010
Estados Unidos	0	1.452	1.183	1.241	2.180	2.546	8.602
Total	8.532	30.017	23.655	24.804	31.013	26.975	144.996

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la WVS.

TABLA A2. Promedio por país de la variable dependiente e independiente

País	Confianza social	Desigualdad económica
Argentina	0,17	43,1
Australia	0,49	31,9
Brasil	0,07	50,5
Canadá	0,45	30,6
Chile	0,17	48,4
China	0,60	40,1
Colombia	0,10	50,1
India	0,29	45,1
Japón	0,39	31,6
México	0,17	46,5
Nigeria	0,19	42,6
Perú	0,07	49,3
Rusia	0,26	34,3
Sudáfrica	0,20	61,1
Corea del Sur	0,30	31,4
España	0,26	32,4
Suecia	0,65	24,6
Turquía	0,12	41,0
Estados Unidos	0,38	37,8

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la WVS y SWIID.

TABLA A3. Comunidades autónomas y rondas

CC. AA.	Ronda ESS							Total
	2008	2011	2013	2015	2017	2019	2022	
Andalucía	396	407	405	351	381	309	369	2.618
Aragón	50	58	58	67	63	59	64	419
Asturias	53	42	40	50	52	39	47	323
Islas Baleares	41	28	34	38	48	30	47	266
Canarias	67	61	65	77	83	64	69	486
Cantabria	23	25	26	31	24	23	32	184
Castilla-La Mancha	79	83	90	89	76	90	91	598
Castilla y León	111	114	101	112	116	89	153	796
Cataluña	520	244	266	263	269	215	375	2.152
Comunitat Valenciana	180	184	175	194	203	164	214	1.314
Extremadura	55	52	44	56	51	48	47	353
Galicia	498	101	111	140	133	134	145	1.262
La Rioja	8	9	10	17	10	11	21	86
Madrid	272	302	299	239	238	220	334	1.904
Murcia	61	45	54	52	51	41	74	378
Navarra	27	29	22	25	27	21	34	185
País Vasco	105	81	78	92	94	79	141	670
Total	2.546	1.865	1.878	1.893	1.919	1.636	2.257	13.994

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ESS.

TABLA A4. Promedio por país de la variable dependiente e independiente

CC. AA.	Confianza social	Desigualdad económica
Andalucía	5,2	6,7
Aragón	5,4	5,0
Asturias	5,2	5,6
Islas Baleares	4,8	7,0
Canarias	5,1	7,2
Cantabria	5,5	5,2
Castilla-La Mancha	5,6	5,9
Castilla y León	5,3	4,9
Cataluña	5,3	5,6
Comunitat Valenciana	5,4	6,2
Extremadura	5,5	5,4
Galicia	5,3	5,0
La Rioja	5,5	5,3
Madrid	5,4	6,4
Murcia	5,3	5,5
Navarra	5,7	4,6
País Vasco	5,8	5,3

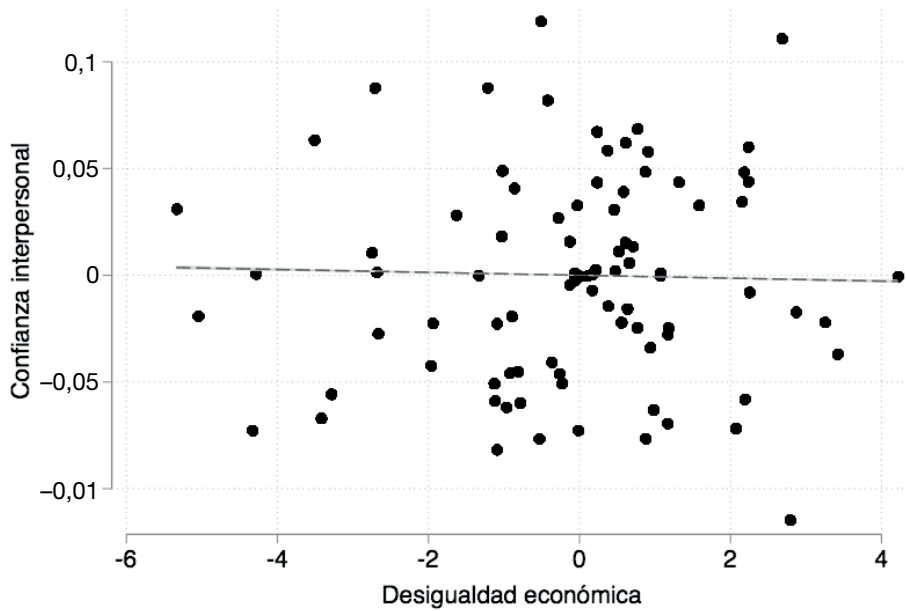
Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ESS e INE.

TABLA A5. Estadística descriptiva

Variables y preguntas	Recodificación	Porcentaje - promedio
WVS/PWT/SWIID		
<i>Nivel individual</i>		
Confianza interpersonal	0 Hay que tener mucho cuidado; 1 Se puede confiar en la mayoría de las personas	73,31; 26,69
Género	0 Hombre; 1 Mujer	48,88; 51,12
Edad (años)	13-100	Media = 41,24
Nivel educativo	1 Bajo; 2 Medico; 3 Alto	26,47; 43,30; 30,23
Ingreso	1 Bajo - 10 Alto	Media = 4,57
Religión	0 No religioso; 1 Religioso	32,96; 67,04
Satisfacción con la vida	1 Muy insatisfecho - 10 Muy satisfecho	Media = 7,04
Satisfacción económica	1 Muy insatisfecho - 10 Muy satisfecho	Media = 5,96
<i>Nivel país-año</i>		
Índice de Gini (transversal/BE)	24,63-61,12	Media = 42,25
Índice de Gini (longitudinal/WE)	-5,33-4,22	Media = 0,00
Pib/cápita (log)	6,08-11,01	Media = 9,50
Densidad de población (log)	2,18-7,26	Media = 4,50
ESS/INE		
<i>Nivel individual</i>		
Confianza interpersonal	0 La mayoría intentaría aprovecharse - 10 La mayoría sería honrada	Media = 5,35
Género	0 Hombre; 1 Mujer	49,15; 50,85
Edad (años)	15-103	Media = 47
Nivel educativo	1 ISCED I - 7 ISCED V2	Media = 3,15
Ingreso	0 Con dificultades/muchas dificultades; 1 alcanza para vivir/vivimos cómodamente	24,78; 75,22
Religión	0 Nada religioso - 10 Muy religioso	Media = 4,18
Satisfacción con la vida	0 Completamente insatisfecho - 10 Completamente satisfecho	Media = 7,11
Satisfacción económica	0 Completamente insatisfecho - 10 Completamente satisfecho	Media = 3,22
<i>Nivel CC. AA-año</i>		
Cociente S80/S20 (transversal/BE)	4,56-7,22	Media = 5,90
Cociente S80/S20 (longitudinal/WE)	-2,21-2,88	Media = 0,00
Pib/cápita (log)	2,74-3,59	Media = 3,15
Población (log)	12,66-15,95	Media = 15,17

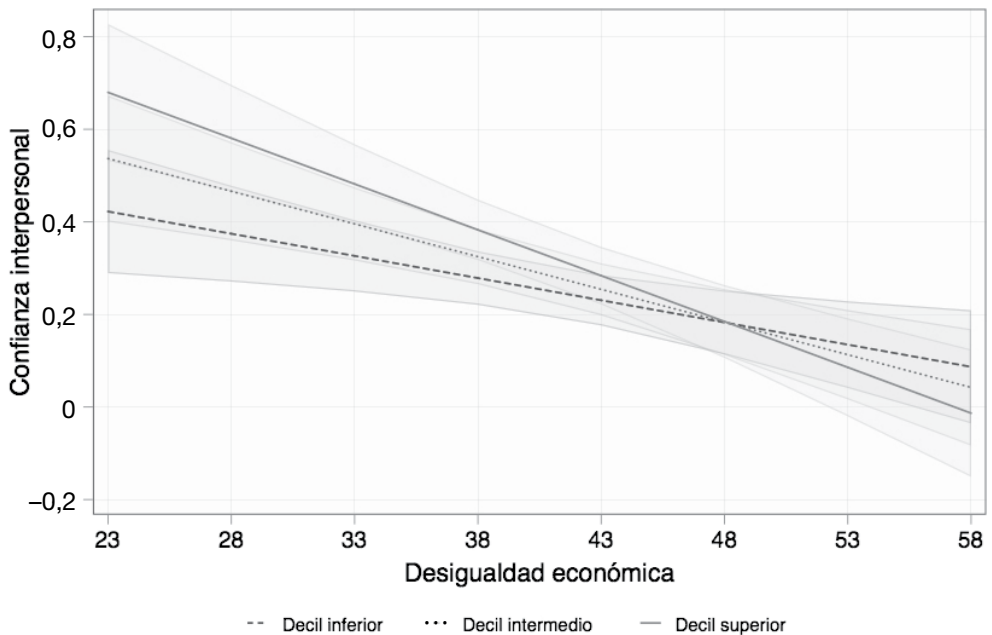
Fuente: Elaboración propia con base en datos de la WVS, SWIID, PWT 10.0, ESS e INE.

GRÁFICO A1. *Relación longitudinal bivariada entre desigualdad y confianza*



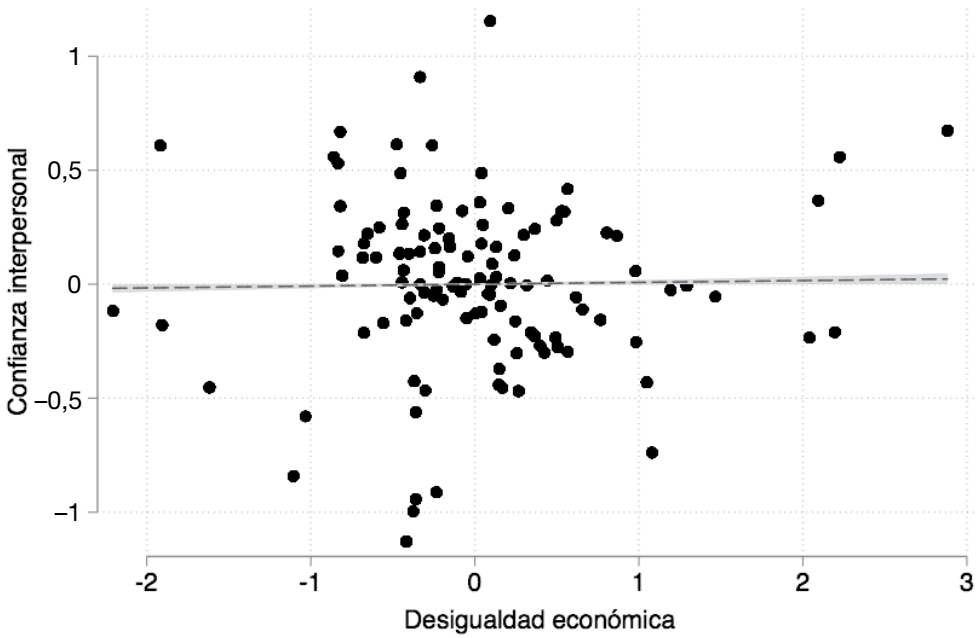
Fuente: Elaboración propia con base en datos de la EMV y SWIID, 1990-2020. El gráfico muestra la confianza promedio por país-año versus el componente longitudinal del Índice de Gini. $r(144.996) = -0,02$, $p < 0,001$.

GRÁFICO A2. *El efecto condicional del ingreso sobre la confianza interpersonal entre países con distintos niveles de desigualdad económica (95 % IC)*



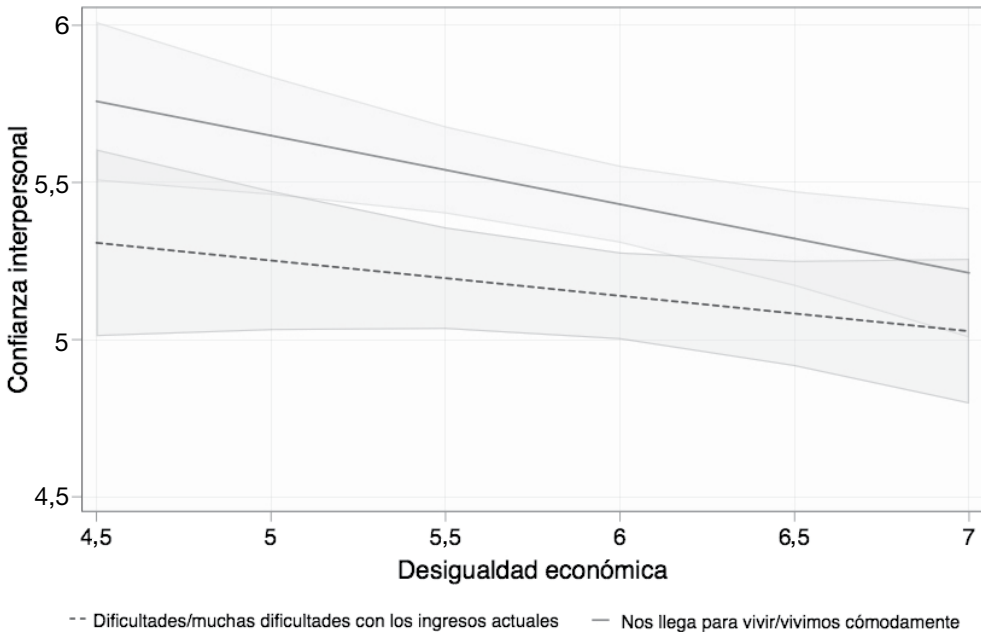
Fuente: Elaboración propia con base en WVS y SWIID.

GRÁFICO A3. *Relación longitudinal bivariada entre desigualdad y confianza (ESS)*



Fuente: Elaboración propia con base en ESS e INE, 2008-2022. El gráfico muestra la confianza promedio por CC. AA./año versus el componente longitudinal del Índice de Gini. $r(13.994) = 0,01, p < 0,001$.

GRÁFICO A4. *El efecto condicional del ingreso sobre la confianza interpersonal entre países con distintos niveles de desigualdad económica (95 % IC)*



Fuente: Elaboración propia con base en ESS e INE.

APÉNDICE B: PRUEBAS DE ROBUSTEZ

TABLA A6. El efecto de la desigualdad económica sobre la confianza interpersonal (sin La Rioja)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	0,07* (0,04)	0,07* (0,04)	0,07** (0,04)	0,07** (0,04)
Edad	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Nivel educativo	0,13*** (0,01)	0,13*** (0,01)	0,13*** (0,01)	0,13*** (0,01)
Religioso	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)
Ingresos	0,16*** (0,04)	0,16*** (0,04)	0,16*** (0,04)	0,62* (0,37)
Satisfacción con la vida	0,12*** (0,01)	0,12*** (0,01)	0,12*** (0,01)	0,11*** (0,01)
Satisfacción económica	0,11*** (0,01)	0,11*** (0,01)	0,11*** (0,01)	0,11*** (0,01)
Índice de Gini		-0,07 (0,05)		
Índice Gini (BE)			-0,21*** (0,08)	-0,13* (0,07)
Índice Gini (WE)			-0,01 (0,06)	-0,04 (0,06)
Pib/cápita (log)		-0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)
Densidad población (log)		0,00	0,06	-0,01
Índice Gini (BE) X ingresos				-0,09 (0,06)
Índice Gini (WE) X ingresos				0,10 (0,07)
Dummies por año	√	√	√	√
Constante	3,49*** (0,14)	3,92*** (1,04)	4,05*** (0,99)	4,62*** (0,89)
Var (CC. AA.)	0,033	0,028	0,024	0,004
Var (CC. AA.-año)	0,061	0,064	0,062	0,062
Var (residual)	3,845	3,845	3,845	3,835
N individuos	11.345	11.345	11.345	11.345
N CC. AA.-año	96	96	96	96
N CC. AA.	16	16	16	16

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Fuente: Cálculos del autor. Los modelos 1 a 3 incluyen intercepto aleatorio por CC. AA./CC. AA./año; el modelo 4 incluye tanto intercepto aleatorio como pendiente aleatoria para la variable «ingresos». Errores estándar entre paréntesis.

