

Mandatory Voting and Redistributive Income Policies: Re-Examining Lijphart's Argument with Matching

El voto obligatorio y la redistribución del ingreso: reexaminando el argumento lijphartiano con matching

María Marta Maroto and Tomás Došek

Key words

- Income Inequality
- Lijphart
- Matching
- Political Representation
- Compulsory Voting

Palabras clave

- Desigualdad de ingresos
- Lijphart
- *Matching*
- Representación política
- Voto obligatorio

Abstract

This article re-examines Lijphart's (1997) idea that compulsory voting is an effective instrument to reduce income inequality. Using a quasi-experimental research design based on a matching technique, the results show that compulsory voting does not have a significant impact on redistributive policies. Examining the experience of Latin America, where mandatory voting prevails along with high income inequality, the article argues that the empirical problem with Lijphart's argument lies in the implicit assumption that there is a programmatic linkage between politicians and voters. An alternative hypothesis is proposed, that the combination of high electoral participation and high inequality may be due to the prevalence of clientelistic linkage, frequent in democracies with weak institutions.

Resumen

Este artículo reexamina la idea de Lijphart (1997) de que el voto obligatorio sea un instrumento efectivo para reducir la desigualdad del ingreso con un diseño de investigación cuasi experimental basado en la técnica de matching. Los resultados muestran que el voto obligatorio no tiene un impacto significativo sobre las políticas redistributivas. En base a la experiencia de América Latina, donde predomina el voto obligatorio junto a alta desigualdad de ingresos, el artículo sostiene que el problema empírico del argumento lijphartiano se encuentra en el supuesto implícito de la existencia de un vínculo programático entre políticos y electores. Se sugiere como hipótesis alternativa que la combinación de alta participación electoral y alta desigualdad puede deberse a la prevalencia de un vínculo clientelar, frecuente en democracias con instituciones débiles.

Citation

Maroto, María Marta and Došek, Tomás (2018). "Mandatory Voting and Redistributive Income Policies: Re-Examining Lijphart's Argument with Matching". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 164: 97-114. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.164.97>)

María Marta Maroto: Pontificia Universidad Católica de Chile | mmmaroto@uc.cl

Tomás Došek: Pontificia Universidad Católica de Chile | tdosek@uc.cl

INTRODUCTION¹

Does compulsory voting lead to the redistributive demands of socioeconomically less favoured sectors? Does compulsory voting generate greater equality in a society? Two decades ago, Arend Lijphart (1997) published a widely cited article in which he stated that unequal political participation presents an “unresolved dilemma” for contemporary democracies. He argued that a significant bias exists in electoral participation in favour of strata with higher levels of education and income. This bias in voting results in greater political representation for the economic interests of the upper sectors of society, to the detriment of the redistributive demands of “popular” sectors. Higher rates of abstention among the latter, along with a lack of available resources for partisan political activity, results in their interests having little weight in the public policy agenda (beyond partisan ideological positions).

To reverse this bias favouring more affluent sectors, Lijphart (1997) proposes an institutional instrument: compulsory voting (hereinafter CV). According to this logic, a CV would generate greater electoral participation among low-income sectors and as a consequence, greater incentives for politicians to take into account their redistributive preferences in order to win elections and stay in power. With the vote as a bargaining card, politicians running for office would embrace the demands of disadvantaged sectors.

Lijphart's (1997) thesis has had wide influence in comparative literature and in particular, in *American Politics*, where the empirical

evidence shows a strong association between higher socioeconomic level and greater political and electoral participation (Bartels, 2008). However, internationally, various comparative and case studies have tested this hypothesis without obtaining conclusive results in its favour (Chong and Olivera, 2008; Matta, 2010; Fowler, 2013; Carey and Horiuchi, 2017; Bechtel *et al.*, 2016).

In this article, we argue that the weakness of the results presented in this literature is largely due to methodological problems. Although researchers have looked for causal inference using various methodological strategies (qualitative, quantitative, cross-sectional and longitudinal case studies), the research designs used reveal serious problems related to the empirical evidence and the designs themselves. In regard to observational statistical studies, ordinary regressions with controls have been found to be inadequate as a basis for identifying causal inference. In addition, case studies in this area have weaknesses related to the absence of comparisons with other cases and to the time periods in which the analyses were carried out.

Based on this diagnosis, we propose a research design that will contribute to improving the comparisons made between cases, based on a quasi-experimental logic related to the comparative tradition of Mill (2002[1853]) and Przeworski and Teune's (1970) most similar systems design. Matching is done by propensity score matching and Mahalanobis distance matching to facilitate the matching process of treatment and control cases based on a series of theoretically relevant covariates. This technique allows to create a more reliable and easy to interpret design, while generating more precise estimates with less bias.

The analysis carried out using matching shows that CV has no substantive or statistically significant average effect on countries' redistributive policies. The alternative explanation proposed here (although this is not

¹ The authors thank the two anonymous reviewers anonymous, as well as Jake Bowers and Luis Maldonado for their valuable comments on previous versions of this article. María Marta Maroto (CONICYT-Doctorado Nacional/2014-63140091) and Tomáš Došek (CONICYT-PCHA/Doctorado Nacional/2016-21160096) are grateful to CONICYT for funding their doctoral studies. The authors also acknowledge the support of the Millennium Institute for Foundational Research on Data.

tested empirically) is based on the experience of Latin American cases, which present simultaneously high levels of income inequality and CV. We suggest that electoral mobilisation based on a clientelistic linkage to parties could replace redistributive programmatic policies (assumed implicitly in Lijphart's argument) with individualistic exchanges limited to the electorally mobilised population. As a result, it would be feasible to find high levels of electoral participation without effective redistributive policies reducing income inequality.

The article is structured as follows. First, the theoretical framework Lijphart uses to establish his causal argument, which we propose to re-evaluate using matching, is laid out. Second, the data and the methodology that will be used are presented. Third, the results obtained in relation to Lijphart's argument are discussed. Fourth, a discussion of the plausibility of the alternative hypothesis follows. It claims that greater electoral participation does not result in more equitable redistributive policies when low-income sectors' links to parties are clientelist in nature. Finally, we consider the implications of these results for future research and public policy.

THE RELATIONSHIP BETWEEN COMPULSORY VOTING AND REDISTRIBUTIVE INCOME POLICY

Lijphart's theoretical argument is based on a relatively simple diagnosis: "[political] participation is highly unequal. And unequal participation spells unequal influence" (Lijphart, 1997: 1). Furthermore, this bias in political participation is "in favour of more privileged citizens—those with higher incomes, greater wealth, and better education—and against less advantaged citizens" (p.1). In other words, Lijphart warns of the existence of a "systematic class bias" in political participation and representation that favours the wealthiest sectors. According to him, "unequal voting

participation is associated with policies that favour privileged voters over underprivileged non-voters" (Lijphart, 1997: 5). Although Lijphart (1997: 8) recognises that there are other mechanisms capable of increasing electoral participation, such as investment in civic education or political incentives, he believes that compulsory voting represents the most effective institutional remedy to achieve the ideal objective of "quasi-universal" political participation.

Regarding the mechanism by which CV would lead to more redistributive policies and a more equitable distribution of income, he argues that who does and does not vote has important consequences on who is elected and on the public policies that these representatives adopt (Lijphart, 1997: 4). First of all, he argues that there is a clear connection between socioeconomic status and electoral participation. Second, he considers this association as closely connected to two other important factors: the type of representatives elected (their party's ideological position) and the public policies they adopt (Lijphart, 1997: 4). Based on the classic literature on parties, Lijphart states that this relationship is based on the fact that elections represent class struggle in a democratic system and that political parties represent the interests of different social classes, and seek to implement their programmatic agenda once they are in power.

Lijphart's argument then presents two empirically verifiable causal relations. The first is that CV will result in greater electoral participation. This seems highly likely if there are legal enforcement mechanisms ensuring compliance with the law. The second, however, is less evident, as he argues that greater participation of the poorer sectors of the population will result in greater political representation of their (supposed) redistributive interests.

One of the strategies used in the literature to evaluate the effect of CV has been longi-

tudinal case studies in countries where CV has been introduced or terminated, in order to evaluate the effect of CV before and after its implementation. Fowler (2013) analyses the introduction of CV in Australia by measuring the effect of this variable through a difference-in-difference analysis with a control based on synthetic units. He finds that the electoral reform that instituted compulsory voting in Australia has led to an increase in electoral participation. This, in turn, resulted in an increase in the share of votes obtained by the Labour Party, favourable to redistributive policies. Similarly, using linear regression with fixed effects, Bechtel *et al.* (2016) claim that introducing fines as a measure to enforce CV in Switzerland has led to greater participation to the benefit of left parties, promoters of redistributive policies. Meanwhile, Hoffman *et al.* (2017) find in the case of the Austrian states, that CV with little enforcement increased electoral participation on average by 10 percentage points. However, they did not find evidence that CV had any effect on electoral results (in terms of party preferences) or public spending.

Carey and Horiuchi (2017) analyse the case of Venezuela, where legal sanctioning mechanisms of CV were suppressed in 1993. Like Fowler (2013), they use the difference-in-difference method to evaluate if this change in regulations led to an increase in income inequality (measured by the variation in net Gini coefficient values). The results of this study show that the modification of the electoral rules produced a seven percentage point increase in the net Gini coefficient from 1993 (just before the change in the type of vote) to 1998 (just prior to the election of Hugo Chávez).

Other studies have tested the causal argument between CV and redistributive policies from a cross-sectional perspective. Mahler (2008) tests the relationship between electoral participation and redistributive public policies for a sample of OECD countries using linear regression with instrumental var-

iables and structural equations. He finds that an increase in electoral participation does generate an increase in redistributive effects through government social transfers. Thus, he concludes that CV corrects the income bias in electoral participation.

The studies of Chong and Olivera (2008) and Matta (2010) focus on the direct relationship between CV and redistributive policies, assuming the incremental behaviour of the intervening variable (electoral participation) in cases where voting is compulsory. These authors test the relationship between the type of vote (mandatory or not) and the distribution of income for a sample made up of the total number of countries for which they have available data (N close to 80). According to these studies, income distribution (measured through the Gini index) improves significantly when the vote is mandatory and is effectively enforced (in most cases through a fine). Using seemingly unrelated regression, Matta (2010) finds that the existence of CV with enforcement² increases the proportion of social spending both with respect to the total expenditure of the country and to its Gross Domestic Product (GDP).

Although these results seem favourable to Lijphart's thesis, a more subtle analysis of the results and, especially, the designs used to carry out the causal inference, raises doubts about this conclusion. On the one hand, with respect to the case studies it should be noted that the three mentioned are designed based on a counter-factual causality. This takes the change in the electoral rule regarding the compulsory nature of the vote as "treatment", examining the counter-factual question of what would have happened if mandatory voting had not been introduced (in the case of Australia and Switzerland) and if it had not been eliminated (in the case of Venezuela). Although in all three cases re-

² The author uses the term "strictly coercive compulsory voting" (Matta, 2010: 2).

sults favourable to the theoretical expectations are obtained, it is not clear that the electoral reform was actually the cause of the change in redistributive policy or the level of income inequality. Although it is true that many variables remain constant in the analysis of a single country over time, it is also clear that institutional reforms do not happen in a vacuum and could be the result of variables that were altered between the time before and after the introduction or elimination of CV (the treatment).

The case of Venezuela –analysed by Carey and Horiuchi (2017) – is illustrative in this regard. Venezuela has not had CV since the passage of the Constitution of 1999. Already in the 1993 and 1998 elections, however, sanctions for not voting had been removed (Lijphart, 1997; Carey and Horiuchi, 2017). The authors analyse the effect of this “quasi” non-compulsory voting from 1993 on and find a substantial increase in the Gini index in that period of time. However, participation in elections fell by 20 percentage points between 1988 and 1993 (IDEA [International Institute for Democracy and Electoral Assistance], 2015). Interestingly, participation then began to rise, reaching 80% in the presidential elections of 2013, comparable to participation levels in 1988 (IDEA, 2015), but already with voluntary voting. Something similar can be said about the inequality indicator. Although the Gini index increased in the 1990s (coinciding with the elimination of sanctions for not voting), during the first decade of 2000 the index descended substantially (without a change in the electoral law); Venezuela was, along with Uruguay, among the most egalitarian countries in Latin America (Devereux and Colitt, 2013).

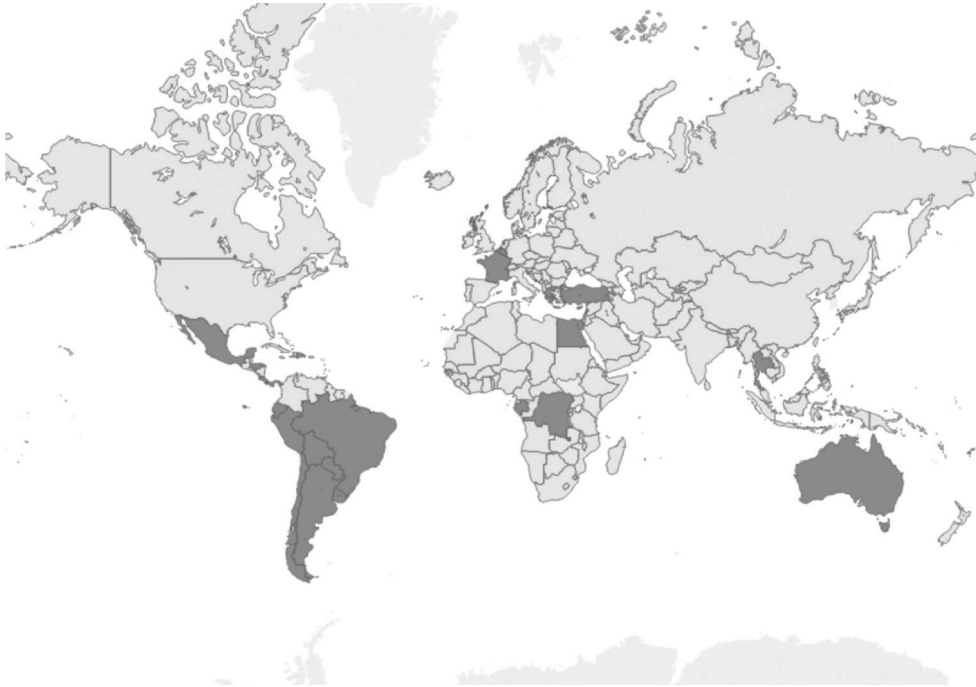
The Venezuelan case raises the question of whether or not it is indeed compulsory voting that mobilises the poorest electors to vote, or if there might be other factors involved, which cannot be identified through a longitudinal case study research design. In

Venezuela, there was evidence of a significant variation between the periods before and after the reform related to leadership and political representation, given the implosion of the Venezuelan political party system and the emergence of a charismatic leader (Roberts, 2007). Likewise, a deep economic crisis occurred, particularly after 1989 (Corrales and Penfold, 2011), along with a decline in the price of oil – the main economic resource of Venezuela’s economy– and the nationalisation of the oil companies (Corrales, 2010).

Regarding cross-sectional analysis, besides the general problems of causal inference presented by regression models with control variables, we also find difficulties in clearly verifying the role regional context plays in the relationship between compulsory voting, political participation and redistributive policies. If we look at a map showing the distribution of compulsory voting in the world (Figure 1), it is clear that this electoral practice is geographically concentrated in Latin America. The concentration of compulsory voting in a region considered the most unequal in the world (Tsounta and Osueke, 2014: 9) is striking. Again, but now in the opposite direction of what was observed in the case of Venezuela, mandatory voting does not seem to have the theoretically expected effect in countries in this region.

On the other hand, statistical studies coincide in noting that according to the estimations made, the effect of CV on distributive policies is only observed when CV is strictly enforced (Table 1)³. However, this does not seem to explain the seeming contradiction observed in Latin America, as measuring this categorical attribute presents major difficulties. When we analyse the cases of strict enforcement in the IDEA database (2016) used in these studies (Chong and Olivera, 2008;

³ For the original coding, see Chong and Oliver (2008: 401).

FIGURE 1. Geographical distribution of compulsory voting by country (2005)

Note: Countries in dark grey have compulsory vote.

Source: Prepared by the authors based on data from IDEA (2016).

Matta, 2010⁴), we find that only seven countries in the world (Belgium, Cypress, Fiji, Luxembourg, Nauru, Singapore and Uruguay) have this type of strict compulsory voting, a rather small N to provide statistical precision.

In addition, it is not clear how these cases are identified and classified, since the authors (Chong and Olivera, 2008) do not specify their criteria, and their coding does not coincide with the IDEA dataset (2016). For example, Uruguay appears in the group of seven countries with compulsory voting, while Peru has the same two types of sanctions as Uruguay but does not appear in the list, bearing in mind that electoral legislation

in Peru has not been modified in recent years.

Although the range of empirical strategies used is quite broad, none of the findings from these studies are persuasive regarding the causal argument they seek to verify or in relation to the estimated effect. To overcome this methodological difficulty, in the following section we propose the use of matching to group the countries in the sample based on the theoretically most relevant covariates suggested by the literature, in such a way that – as far as possible – they differ *only* in the presence or absence of compulsory voting; this is in order to estimate the average difference between the treatment and control groups in relation to CV (treatment) and social spending and the level of income inequality (effects of treatment).

⁴ Matta (2010) adopts the coding of Chong and Olivera uncritically (2008).

TABLE 1. *Compulsory voting by country (2005)*

Country	Sanction	Enforced	Year introduced	Comments
Argentina	Yes	Yes	1912	
Australia	Yes	Yes	1924	
Belgium	Yes	Yes	1929 (men)	1949 (women)
Bolivia	Yes	No	1952	At 18/21 years old (married/single persons)
Brazil	Yes	Yes	N/A	Voluntary for those over 70
Chile	Yes	Yes	1925	
Cyprus	Yes	Yes	1960	
Democratic Republic of the Congo	N/A	N/A	N/A	
Costa Rica	Yes	Yes	N/A	
Ecuador	Yes	Yes	1936	Voluntary for those over 65 and those who are illiterate
Egypt	Yes	No	1956	
United States	N/A	No	1777	Only in Georgia
Fiji	Yes	Yes	1992	
France	Yes	No	Decade 1950/1960	Only applies for the Senate
Gabon	N/A	No	N/A	
Greece	No	No	1926	Sanctions cancelled starting in 2000
Honduras	No	No	N/A	
Liechtenstein	Yes	Yes	N/A	
Lebanon	N/A	N/A	N/A	
Luxembourg	Yes	Yes	N/A	Voluntary for those over 70
Mexico	Yes	No	N/A	
Nauru	Yes	Yes	1965	
Panama	N/A	N/A	N/A	
Paraguay	Yes	No	N/A	Voluntary for those over 75
Peru	Yes	Yes	1933	Voluntary for those over 75
Dominican Republic	No	No	N/A	
Singapore	Yes	Yes	N/A	
Switzerland	Yes		1904	Only in the Schaffhausen canton
Thailand	No	No	N/A	
Turkey	Yes	Yes	N/A	
Uruguay	Yes	Yes	1934	Not practiced until 1970

Note: Austria eliminated compulsory voting in the regions of Estiria and Vorarlberg in 1992 and Tirol in 2004. Chile did this in 2012, Fiji in 2006 (in practice) /2014 (legally), Guatemala in 1990, Italy in 1993, the Netherlands in 1967, Spain in 1923 and Venezuela in 1993 (in practice, enforcement)/1999 (legally).

The type of sanction varies widely among the countries, from having to give a reason, to fines and to taking away the right to vote.

Source: Prepared by the authors based on data from IDEA (2016).

METHODOLOGY: MATCHING BY MAHALANOBIS PROPENSITY AND DISTANCE SCORE

Methodology in the social sciences has increasingly rejected ordinary regression with controls as inadequate for causal inference. Among observational studies, quasi-experimental non-parametric strategies such as matching are an option that tends to improve this drawback using quasi-experimental design⁵. Unlike observational strategies using a model-based approach, this comparative technique is more transparent and easier to interpret. At the same time, it allows for more precise estimates and with less bias to the extent that it directly compares units that are more similar to each other. Although the construction of matched pairs uses computational algorithms, the result is a set of pairs in which the pairs are, on average, relatively similar to each other.

This technique is carried out by matching the most similar observations possible in a set of observed covariates that differ in terms of treatment allocation. Unlike experiments, in observational studies the treatment is not randomised. One strategy to deal with this characteristic is through a “naive” model of treatment allocation comparing objects that are comparable to each other in the measured and observed covariates (Rosenbaum, 2010: 70).

In this study, the method we use consists of a combination of propensity score matching and Mahalanobis distance matching, resulting in full matching (Hansen and Bowers 2008). The covariates by which the cases will be matched are the following: level of democracy, level of socioeconomic development and gross domestic product (GDP per capita). These are the most frequently used variables

⁵ See Rosenbaum (2010) for details on this technique and its use and Dunning (2012) for the comparison of matching and experiments, especially natural experiments.

in the literature (Chong and Olivera, 2008; Matta, 2010; Fowler, 2013; Carey and Horiuchi, 2017; Bechtel *et al.*, 2016), and they are the ones that theoretically should have the greatest impact on our result of interest⁶. Level of democracy is introduced as a categorical variable according to the classification used by Polity IV; that is, for democracies the value is zero, one when countries are open anocracies, two if they are closed anocracies and three if they are autocracies. The HDI is also classified according to the UNDP scale in four categories, with a value of zero for the most developed countries and three for the least developed countries⁷. The GDP values are introduced after being logarithmized.

The treatment is type of voting - compulsory or voluntary. Given the measurement problems that this variable presents with respect to the level of enforcement in each country in the IDEA database (2016), we decided to dichotomize it, assuming two possible values: 1 when the country has compulsory voting and 0 when voting is not required. As in the rest of the studies discussed here, the data come from the IDEA database, which has the most up-to-date information on type of voting by country⁸.

⁶ To measure the level of democratic development, Polity IV is used, which ranks countries around the world on a scale that goes from -10 to 10, the former being less democratic and the latter more democratic. The Human Development Index (HDI) of the United Nations Development Program (UNDP) is used as a proxy to measure countries' level of socioeconomic development. The HDI takes into account the situation of each country in three areas: health, education and housing. The Gross Domestic Product per capita is taken from the World Bank database. Polity IV and HDI are from 2010, while for GDP per capita, the most recent values available from the World Bank have been used.

⁷ The exact scores vary over time and can be found on the UNDP webpage (<http://hdr.undp.org/es/content/human-development-index-hdi-table>). For this study, we have used the 2010 values/scores, which are 0.885, 0.723 and 0.601 respectively.

⁸ The values used correspond to the year 2005, which is five years before the time the other variables were measured so that a possible effect (of the change) in voting regulations can develop. Likewise, we controlled

The result is measured based on two indicators: the level of social spending (consisting of spending on education and health/GDP) and the Gini index. This operationalization is based on the literature (Chong and Olivera, 2008, Matta, 2010), where the result is usually measured by both or one of these two redistributive policy indicators. The values of both variables come from the World Bank database⁹.

To do the matching, the propensity score (PS) of each observation was estimated; this is the conditional probability of being exposed to the treatment given the observed covariates (Rosenbaum and Rubin, 1983). In a randomised experiment the PS is known given the randomisation of the allocation. However, in observational studies this must be estimated. The PS has properties that are very useful. The first of these is to balance; that is, that the observations with treatment ($Z = 1$) and the control observations ($Z = 0$) with the same PS $e(x)$ have the same distribution in the observed covariates (x), whereby the treatment Z and the covariates observed x are conditionally independent given the PS (Rosenbaum, 2010: 72). In practice, the PS estimation, $\hat{e}(x)$ is usually based on a logit model that relates the treatment assignment, Z , to the observed covariates (Rosenbaum and Rubin, 1983).

Next we matched the observations with treatment with the control observations through optimal full matching based on the PS *caliper* and Mahalanobis distance (which allows us to determine the similarity between two multidimensional random variables) measured in standard deviation units. In a

certain way, we can state that in the Mahalanobis distance the difference of one standard deviation counts equally for each covariant in x , although this distance takes into account the correlation between the variables¹⁰. In addition, full matching allows the observations with treatment to be matched not only with more than one control observation, but also it makes it possible to join a control observation with numerous treatment observations. Optimal full matching is an optimal design for an observational study insofar as it defines stratification as a partition of observations within groups or strata based on covariates; the only requirement is that each stratum has at least one treatment observation and at least one control observation (Rosenbaum, 2010: 181).

After matching the observations, we analysed the balance in the covariates observed by comparing the distributions of the observed covariates in the control and treatment groups. The balance is compared before and after matching. Before performing this procedure, the two groups were clearly unbalanced, but using the matching technique and using the caliper width of 0.2 of the pooled standard deviation (Austin, 2011; Wang *et al.*, 2013)¹¹, a fairly good match was obtained with a p-value of 0.7, which exceeds the 0.5 value recommended by the literature (Fredrickson, 2010).

To measure the effect of treatment (CV), an ordinary least squares regression (OLS) is used, which estimates the average treatment effect between the countries with and without treatment – compulsory voting / voluntary voting – on social spending (spending on

for regulations not changing in the period from 2005 to 2010 (or the measurement year of the other variables closest to 2010, in case the data for 2010 were not available).

⁹ <http://data.worldbank.org/>. This variable comes from 2010, however, in absence of data for that year, the closest year to 2010 is used, always preferring the data posterior over anterior, that is, data from 2011 over 2009, etc.

¹⁰ That is, if a covariate x is measured in pounds and another in kilogrammes, the Mahalanobis distance is very close to considering these two covariates as if they were one, given their high correlation.

¹¹ The authors mentioned argue that there is no consensus in the literature on the width to use, but with Monte Carlo-type simulations both studies reached the conclusion that the caliper value of 0.2 gives better results.

TABLE 2. *Chi² test between the treatment and control group (pre-/post-matching)*

	Chi squared	Degrees of freedom	P value
Pre-matching	16.71	6	0.010
Post-matching	2.21	4	0.697

education and health) as a percentage of GDP and on the Gini index.

RESULTS

Of all the countries included in the database, 39 had to be discarded because they could not be paired with one or more treatment observations¹². The 152 remaining countries were organised into 25 groups based on the covariates of the proposed model (Table 3). It is important to note that no large countries were omitted in the matching, nor any countries relevant for the theory under consideration; in most cases, the countries omitted are mostly small island-states and certain Asian and African countries. In addition, there is only one group (#1) where there is more than one country with treatment (CV) and only one country with a voluntary vote.

The balance analysis (Table 2) confirms that the design is quite well balanced in the covariates (which is independent of the balance for the omitted variables). Based on this design, two ordinary linear regression models are carried out to calculate the estimated

average effect of CV on social spending and on the Gini index. From Model 1 (Table 4) it appears that the effect of mandatory voting on social spending is indeed minimal in both substantive and statistical terms. This result represents important evidence for the theoretical debate outlined above and calls into question optimism about compulsory voting as an effective instrument to encourage greater redistributive income policies.

Another possible way to present the results of the estimated effect of compulsory voting on social spending is through an analysis of variance (ANOVA) (Model 2, Table 5). This makes it possible to see whether the matching itself has any effect, considered as a blocking factor (Fredrickson, 2010). Indeed, this presentation of the results shows the blocking effect (Fredrickson, 2010). This means that the variables used for propensity score matching with caliper probably have some relation to the result, in this case on social spending.

From Model 3 (Table 6) it is clear that the effect of CV on the Gini index is positive and significant in both substantive and statistical terms. This is not surprising given that Latin American countries continue to be the most unequal countries in the world (Tsounta and Osueke, 2014: 9), and they are the countries with the most CV (IDEA, 2016). These conclusions, certainly expected, call into question the effectiveness of CV (in any of its forms) and suggest the need to consider other factors that may explain why levels of inequality remain so high in Latin America despite the existence of CV in the region.

¹² The following countries were excluded from the matching: Afghanistan, Antigua and Barbuda, Barbados, Belize, Bosnia and Herzegovina, Central African Republic, Djibouti, Dominica, Eritrea, Ethiopia, Grenada, Guinea-Bissau, Kiribati, North Korea, Kosovo, Lao People's Democratic Republic, Madagascar, Maldives, Federal States of Micronesia, Myanmar, Nepal, Palau, State of Palestine, Rwanda, Saint Kitts and Nevis, Saint Lucia, Saint Vincent and the Grenadines, Samoa, Sao Tome and Principe, Seychelles, Somalia, Syria, Taiwan, Togo, Tonga, Uganda, Uzbekistan, Vanuatu and Vietnam.

TABLE 3. *Groups of matched countries, treatment and control*

Group	Compulsory voting (treatment)	Voluntary voting (control)
#1	Brazil, Lebanon, Mexico, Turkey	Romania
#2	Luxembourg	Austria
#3	Argentina	Poland
#4	Belgium	Finland
#5	Uruguay	Haiti, Lithuania
#6	Cyprus	Israel, Spain
#7	Liechtenstein	Nigeria, Sierra Leone, United Arab Emirates
#8	Gabon	Equatorial Guinea, Suriname
#9	Panama	Malaysia, Mauritius
#10	Singapore	Qatar, Russian Federation
#11	Dominican Republic	Botswana, Colombia, South Africa
#12	France	Italy, Japan, Norway
#13	Peru	Albania, Jamaica, Namibia
#14	Costa Rica	Bulgaria, Montenegro, Serbia, Macedonia
#15	Thailand	Armenia, Benin, Mali, Venezuela
#16	Bolivia	Comoros, Georgia, Moldavia, Nicaragua, Ukraine
#17	Chile	Croatia, Estonia, Hungary, Latvia, Trinidad and Tobago
#18	Ecuador	Algeria, Bahrain, Bhutan, Iraq, Kuwait
#19	Greece	Czech Republic, South Korea, Portugal, Slovakia, Slovenia
#20	Paraguay	Cape Verde, El Salvador, Guatemala, Guyana, Philippines, East Timor, Zambia
#21	Honduras	Ghana, India, Indonesia, Kenya, Lesotho, Mongolia, Pakistan, Senegal, Solomon Islands
#22	Australia	Canada, Denmark, Germany, Ireland, Netherlands, New Zealand, Sweden, Switzerland, United Kingdom, United States
#23	Fiji	Angola, Bangladesh, Cambodia, Congo (Brazzaville), Libya, Malawi, Oman, Papua New Guinea, Saudi Arabia, Sri Lanka, Tunisia
#24	Egypt	Andorra, Burundi, Cameroon, Ivory Coast, Jordan, Kazakhstan, Kyrgyzstan, Liberia, Mauritania, Sudan, Yemen, Zimbabwe
#25	Congo (Kinshasa)	Azerbaijan, Bahamas, Belarus, Brunei Darussalam, Burkina Faso, Chad, China, Cuba, Gambia, Guinea, Hong Kong, China (SAR), Iceland, Iran, Malta, Morocco, Mozambique, Niger, Swaziland, Tajikistan, Tanzania, Turkmenistan

Source: Prepared by the authors based on optimal full matching.

TABLE 4. *Model 1. OLS: Conditional effect of compulsory voting on social spending based on the matching design*

	Est. coefficient	Est. error	T value	Pr(> t)
Intercept	5.715	1.680	3.401	0.001***
Compulsory voting	-0.258	0.768	-0.336	0.737

Adjusted R²: 0.3624

Significance coefficients: 0 **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05 * . 0.1.

Note: Estimated coefficients for each group not shown.

TABLE 5. *Model 2. ANOVA: Conditional effect of compulsory voting on social spending based on matching design*

	Degrees of freedom	Sum of squares	Half quadratic	F value	Pr(> F)
Compulsory voting	1	0.02	0.019	0.0017	0.967
Full matching	24	1,234.92	51.455	4.6179	0.000***
Residuals	126	1,403.95	11.142		

Significance coefficients: 0 **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05 * . 0.1.

TABLE 6. *Model 3. OLS: Conditional effect of compulsory voting on the Gini coefficient based on the matching design*

	Est. coefficient	Est. error	T value	Pr(> t)
Intercept	39.200	5.118	7.660	0.000***
Compulsory voting	7.742	2.100	3.687	0.000***

Adjusted R²: 0.3256

Significance coefficients: 0 **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05 * . 0.1.

Note: Estimated coefficients for each group not shown.

TABLE 7. *Model 4. OLS: Conditional effect of compulsory voting on the Gini coefficient based on the matching design*

	Degrees of freedom	Sum of squares	Half quadratic	F value	Pr(> F)
Compulsory voting	1	998.90	998.89	19.0707	0.000***
Full matching	22	2,860.60	127.76	2.4391	0.002**
Residuals	80	4,190.30	52.38		

Significance coefficients: 0 **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05 * . 0.1.

Again, another possible way to see the results of estimating the effect of mandatory voting on income inequality is through the analysis of variance (ANOVA) (Model 4, Table 7). Anew, this makes it possible to observe if the matching itself has any effect as a blocking factor. Indeed, as found above, the blocking effect is evident, which means that the variables used for the propensity score matching with caliper are probably related to the result, in this case the Gini coefficient as a measure of income inequality.

COMPULSORY VOTING AND INCOME INEQUALITY: LATIN AMERICA AND THE NEED FOR AN ALTERNATIVE EXPLANATION

In Latin America, compulsory voting has, historically, coexisted (in the majority of countries) with high levels of income inequality. The results of the analysis carried out here, in line with other recent studies (Hoffman *et al.*, 2017), suggest that the association between CV and greater attention to the redistributive demands of socioeconomically less favoured sectors is not direct nor evident. The case of Latin America invites to reflect on the connection between greater electoral participation of the poor and redistributive income policies; in other words, it raises question about the second part of Lijphart's argument.

According to the current literature on CV, the intervening factor in the low empirical association observed between CV and a better distribution of income is the absence of strong enforcement of CV in most countries. According to Chong and Olivera (2008: 401), only seven countries in the world strongly enforce compulsory voting, with Uruguay being the only case in Latin America. Certainly, this case fits the predictions of the theory if we consider that Uruguay has high levels of

participation (around 90%), has the lowest value on the Gini index and has a relatively broad welfare state in the regional context¹³.

This explanation also implies that the absence of CV or the existence of it but with low enforcement results in low voter turnout in general and especially of low income sectors. However, countries with compulsory voting without strong enforcement such as Argentina (Nichter 2008) and Brazil have an average voter turnout rate above 75% (IDEA 2015), while others without CV, such as Nicaragua in the 2011 elections, reach levels close to 80%.

In addition, findings also show that electoral participation in the region increased in recent decades – although with wide variations between countries – (Carreras and Castañeda-Angarita, 2014; Fornos *et al.*, 2004; Pérez-Liñán, 2001). Between 1990 and 2016 electoral participation in Latin America grew from 63.3% to 70.8% (UNDP 2016), despite the fact that CV legislation had, in general, not been altered, and where it had been modified, it had been eliminated, as in Guatemala (1990), Venezuela (1999) and Chile (2012).

The literature suggests, as well, that socioeconomic variables are a poor predictor of electoral participation in the region (Carreras and Castañeda-Angarita, 2014; Fornos *et al.*, 2004)¹⁴. This is consistent with the hypothesis that higher levels of electoral participation decrease the socio-economic bias in voting (Jackman, 2001). In the case of Venezuela, Lupu (2010) showed that (except for 1998) there was no class vote for Hugo Chávez in successive elections, while Canache (2006: 46) found that electoral participation was very similar between the lower and middle classes, although with some difference with

¹³ Coincidentally, the Uruguayan party system is also considered one of the most programmatic in the region and with the least incidence of clientelism (Buquet and Piñeiro, 2016).

¹⁴ See Maldonado (2011) for different conclusions.

respect to the upper class. That is, according to these studies, it is not clear that there is a class bias in Latin American electoral participation; thus, the average voter should be closer to the disadvantaged sectors and encourage redistributive public policies.

So what is going on? The case of Latin America suggests that the empirical problem with Lijphart's argument tested in the first part of this study can be found in the second proposition, which argues that greater electoral participation by less favoured sectors will result in greater demand (by the average voter) for, and consequently, in more supply (by politicians avid for votes) of, redistributive income policies. However, the Latin American experience suggests that greater electoral participation among lower income sectors does not necessarily result in this type of policy. That is, an increase in voter turnout does not seem to be a sufficient condition for an increase in redistributive income policies.

The discrepancy presented by the Latin American experience makes it clear that the implicit assumption of a programmatic linkage between politicians and voters is conditioned by other institutional and socioeconomic variables. According to the literature on party systems and political representation, in political systems with weak institutions – as is the case in many Latin American countries, but also in other third-wave democracies – the clientelistic linkage is usually widespread in the lower socioeconomic strata. Therefore, while in programmatic representation, the main linkage, between voter and agent (representative), is indirect, taking place within the formal institutions of the political system and governed by the logic of vertical accountability, in a clientelistic linkage, the relationship is based on a direct exchange of goods that by definition, is exclusive and private (Kitschelt and Wilkinson, 2007: 7-11).

Comparative literature shows that in many Latin American countries the clientelistic relationship is predominant (Díaz-Cayeros, 2016;

Szwarcberg, 2015; Muñoz, 2014; Hilgers, 2012; Auyero, 2001, among many others). Research shows that low income sectors can be mobilised electorally by political parties through strategies of discretionary distribution of resources, regardless of whether voting is compulsory or not. Recent studies even reveal that in Latin American countries with CV, the levels of vote buying (considered a clientelistic practice) are even higher, given that the greater number of available voters (forced to vote because of CV) decreases the cost of buying votes (Gans-Morse *et al.*, 2014). In the case of Argentina, for example, the coexistence of CV and vote buying has been documented (Nichter, 2008: 29). In contexts such as these, CV would increase electoral participation on average, but also clientelist practices.

Hence, the case of Latin America suggests that in contexts where clientelism is predominant, voters from the most disadvantaged sectors do not necessarily vote because it is mandatory (Luna and Toro Maureira, 2017), nor do they choose their representatives based on obtaining redistributive policies. Instead, compensation for voting takes place outside formal political institutions, generating high voter turnout but poor political representation (Luna and Toro Maureira, 2017: 104). In these cases, therefore, a high voter turnout would not necessarily trigger the virtuous circle predicted by Lijphart (1997).

Based on the above, it is plausible to think that the Lijphartian mechanism does not function equally across democracies in different regions, since it is based on a programmatic linkage between voters and their representatives (assumed implicitly in Lijphart's argument). Its scope is likely limited to more developed democracies where this programmatic connection tends to prevail, while in democracies with weak institutions the clientelistic linkage between voters and politicians inhibits or attenuates the redistributive effects that CV should generate through greater electoral par-

participation by low income sectors. Future research should examine whether this kind of an adjustment in the conditions of applicability of the argument would improve the expected theoretical association.

CONCLUSIONS

This study has examined empirically the relationship between the type of vote (mandatory or voluntary) and redistributive income policies. A matching technique was used to test and hopefully improve causal inference. Additionally, it sought to offer new findings in this discussion in which a consensus has not been reached. Our main findings support a sceptical view regarding the actual positive effect of mandatory voting on a more equitable distribution of income. Indeed, the results of the regression model of the matched groups do not reveal any substantive or statistically significant effect.

Based on the experience of Latin American countries, where compulsory voting is common along with high levels of income inequality, an alternative hypothesis was suggested – to be tested in future research: in countries where the linkage between politicians and voters from socioeconomically disadvantaged strata is of a clientelist nature, greater electoral participation by these sectors does not necessarily mean a better representation of their material interests; that is, if the electoral linkage is not largely programmatic (as Lijphart implicitly assumes), the logic of the resulting political behaviour does not follow Lijphart's assumption. Voters do not demand redistributive policies from their representatives, and elected politicians are not held accountable by their constituencies in terms of the achieved programmatic policies. This is because the clientelist linkage is based on a type of exchange that generally takes place outside the scope of public policy. In the future, the role of clientelism, the type of redistributive policies, the *timing* of

the introduction of the type of vote¹⁵ and the way lower income sectors are mobilised must all be examined in greater depth.

In practical terms, the introduction of compulsory voting in times like the present – with increasing disaffection with politics – does not seem to be welcomed by citizens. A study carried out in Chile showed that more than three quarters of the population supported the voluntary vote before the CV was eliminated (Aránguiz, 2008). In addition, the implementation of these types of reforms can be difficult given the need to introduce fines or punishments (strong enforcement) to ensure compliance. This could be politically costly for reformers, given the widespread disaffection of voters with political parties and politics in general¹⁶.

Moreover, in recent decades practically no country has introduced compulsory voting (IDEA, 2016). Instead, CV laws have been reversed: Guatemala in 1990, Italy in 1993, Venezuela in 1999 and more recently, Chile in 2012. With respect to countries that have introduced compulsory voting or have considered this option, Fiji did so in 1992, but then definitively abandoned it in 2014 (it was in force until 2006), and in Colombia a reform to establish CV was proposed but was rejected by the Congress in 2014.

Lastly, this analysis suggests that given its unpopularity, its political and operational costs, its uncertain results and the persistence of structural problems, in contexts of institutional weakness the incorporation of mandatory voting does not seem to be the most effective instrument to achieve a better redistribution of income.

¹⁵ Jackman (2001) warns that the causal relationship between the introduction of CV and distributive policies was probably valid at the beginning of the 20th century in Europe when middle and lower class sectors gained the right to vote.

¹⁶ Beyond this, there is always the issue of whether people can be forced to vote. See Lever (2010) for a recent review of this discussion.

BIBLIOGRAPHY

- Aránguiz, Daniela (2008). "Encuesta CEP: 78% de los chilenos apoya el voto voluntario". *Emol.com*, 16 de mayo. Available at: <http://www.emol.com/noticias/nacional/2008/05/16/304573/encuesta-cep-78-de-los-chilenos-apoya-el-voto-voluntario.html>, access October 19, 2015.
- Austin, Peter C. (2011). "Optimal Caliper Widths for Propensity-Score Matching when Estimating Differences in Means and Differences in Proportions in Observational Studies". *Pharmaceutical Statistics*, 10(2): 150-161.
- Auyero, Javier (2001). *Poor People's Politics: Peronist Survival Networks and the Legacy of Evita*. Durham: Duke University Press.
- Bartels, Larry M. (2008). *Unequal Democracy: The Political Economy of the New Gilded Age*. Princeton: Princeton University Press.
- Bechtel, Michael M.; Hangartner, Dominik and Schmid, Lukas (2016). "Does Compulsory Voting Increase Support for Leftist Policy?". *American Journal of Political Science*, 60(3): 752-767.
- Buquet, Daniel and Piñeiro, Rafael (2016). "Uruguay's Shift from Clientelism". *Journal of Democracy*, 27(1): 139-151.
- Canache, Damarys (2006). "Urban Poor and Political Order". In: McCoy, J. L. and Myer, D. J. (eds.). *The Unraveling of Representative Democracy in Venezuela*. Baltimore - London: Johns Hopkins University Press.
- Carey, John M. and Horiuchi, Yusaku (2017). "Compulsory Voting and Income Inequality: Evidence for Lijphart's Proposition from Venezuela". *Latin American Politics and Society*, 59(2): 122-144.
- Carreras, Miguel and Castañeda-Angarita, Néstor (2014). "Who Votes in Latin America? A Test of Three Theoretical Perspectives". *Comparative Political Studies*, 47(8): 1079-1104.
- Chong, Alberto and Olivera, Mauricio (2008). "Does Compulsory Voting Help Equalize Incomes?". *Economics and Politics*, 20(3): 391-415.
- Corrales, Javier (2010). "The Repeating Revolution: Chávez's New Politics and Old Economics". In: Weyland, K., Madrid, R. M. and Hunter, W. (eds.). *Leftist Governments in Latin America. Successes and Shortcomings*. New York: Cambridge University Press.
- Corrales, Javier and Penfold, Michael (2011). *Dragon in the Tropics. Hugo Chávez and the Political Economy of Revolution in Venezuela*. Washington, D.C.: Brookings Institution Press.
- Devereux, Charlie and Colitt, Raymond (2013). "Venezuelans' Quality of Life Improved in UN Index Under Chavez". *Bloomberg.com*. Available at: <http://www.bloomberg.com/news/articles/2013-03-07/venezuelans-quality-of-life-improved-in-un-index-under-chavez>, access October 4, 2015.
- Díaz-Cayeros, Alberto; Estévez, Federico and Magaloni, Beatriz (2016). *The Political Logic of Poverty Relief. Electoral Strategies and Social Policy in Mexico*. New York: Cambridge University Press.
- Dunning, Thad (2012). *Natural Experiments in Social Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fornos, Carolina A.; Power, Timothy J. and Garand, James C. (2004). "Explaining Voter Turnout in Latin America, 1980 to 2000". *Comparative Political Studies*, 37(8): 909-940.
- Fowler, Anthony (2013). "Electoral and Policy Consequences of Voter Turnout: Evidence from Compulsory Voting in Australia". *Quarterly Journal of Political Science*, 8(2): 159-182.
- Fredrickson, Mark M. (2010). "Using Optmatch and Ritools for Observational Studies". Available at: <http://www.markfredrickson.com/thoughts/2010-07-30-using-optmatch-and-ritools-for-observational-studies.html>, access August 28, 2017.
- Gans-Morse, Jordan; Mazzuca, Sebastián and Nichter, Simeon (2014). "Varieties of Clientelism: Machine Politics during Elections". *American Journal of Political Science*, 58(2): 415-432.
- Hansen, Ben B. and Bowers, Jake (2008). "Covariate Balance in Simple, Stratified and Clustered Comparative Studies". *Statistical Science*, 23(2): 219-236.
- Hilgers, Tina (ed.) (2012). *Clientelism in Everyday Latin American Politics*. New York: Palgrave Macmillan.
- Hoffman, Mitchell; Gianmarco, León and Lombardi, María (2017). "Compulsory Voting, Turnout, and Government Spending: Evidence from Austria". *Journal of Public Economics*, 147: 103-115.
- IDEA (2015). "Voter Turnout Database". *Stockholm, International Institute for Democracy and Elec-*

- toral Assistance*. Available at: <http://www.idea.int/vt/viewdata.cfm>, access November 28, 2015.
- IDEA (2016). "Compulsory Voting". *Stockholm: International Institute for Democracy and Electoral Assistance*. Available at: <https://www.idea.int/data-tools/data/voter-turnout/compulsory-voting>, access November 28, 2016.
- Jackman, Simon (2001). "Compulsory Voting". In: Smelser, N. J. and Baltes, P. B. (eds.). *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*. Oxford: Elsevier.
- Kitschelt, Herbert and Wilkinson, Steven I. (2007). "Citizen-Politician Linkages: An Introduction". In: Kitschelt, H. and Wilkinson, S. I. (eds.). *Patrons, Clients, and Policies: Patterns of Democratic Accountability and Political Competition*. Cambridge: Cambridge University Press.
- La Nación* (2014). "Se 'hundió' el voto obligatorio en Colombia". *LaNación.com.co*, October 15. Available at: <http://www.lanacion.com.co/index.php/actualidad-lanacion/item/242651-se-hundio-el-voto-obligatorio-en-colombia>, access October 19, 2015.
- Lever, Annabelle (2010). "Compulsory Voting: A Critical Perspective". *British Journal of Political Science*, 40(4): 897-915.
- Lijphart, Arend (1997). "Unequal Participation: Democracy's Unresolved Dilemma". *American Political Science Review*, 91(1): 1-14.
- Luna, Juan P. and Toro Maureira, Sergio (2017). "15 candidatos para el 40%: la incapacidad para convocar a la mayoría". In: Luna, J. P. *En vez del optimismo. Crisis de representación política en el Chile actual*. Santiago de Chile: CIPER y Catalonia.
- Luna, Juan P. (2010). "Segmented Party-Voter Linkages in Latin America: The Case of the UDI". *Journal of Latin American Studies*, 42(2): 325-356.
- Lupu, Noam (2010). "Who Votes for *chavismo*?: Class Voting in Hugo Chávez's Venezuela". *Latin American Research Review*, 45(1): 7-32.
- Mahler, Vicent A. (2008). "Electoral Turnout and Income Redistribution by the State: A Cross-National Analysis of the Developed Democracies". *European Journal of Political Research*, 47(2): 161-183.
- Maldonado, Arturo (2011). "El voto obligatorio y la decisión de votar". *Nashville, Vanderbilt University*. Available at: <http://www.vanderbilt.edu/lapop/insights/I0863es.pdf>, access November 20, 2015.
- Matta Navarro, Juan J. (2010). "El Efecto del Voto Obligatorio sobre las políticas redistributivas: teorías y evidencia para un corte transversal de países". Master's Thesis in Economics. Santiago: Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Mill, John S. (2002[1843]). *A System of Logic*. Honolulu: University Press of the Pacific.
- Muñoz, Paula (2014). "An Informational Theory of Campaign Clientelism. The Case of Peru". *Comparative Politics*, 47(1): 79-98.
- Nichter, Simeon (2008). "Vote Buying or Turnout Buying? Machine Politics and the Secret Ballot". *American Political Science Review*, 102(1): 19-31.
- Pérez-Liñán, Aníbal (2001). "Neoinstitutional Accounts of Voter Turnout: Moving Beyond Industrial Democracies". *Electoral Studies*, 20(2): 281-297.
- PNUD (2016). "Participación electoral: Chile en perspectiva comparada 1990-2016". Santiago de Chile, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. Available at: <http://accionag.cl/wp-content/uploads/2016/11/PNUD-Minuta-Participaci%C3%B3n-electoral.pdf>, access October 12, 2016.
- Przeworski, Adam and Teune, Henry (1970). *The Logic of Comparative Social Inquiry*. New York: Wiley-Interscience.
- Roberts, Kenneth (2007). "Latin America's Populist Revival". *SAIS Review of International Affairs*, 27(1): 3-15.
- Rosenbaum, Paul R. (2010). *Design of Observational Studies*. New York: Springer.
- Rosenbaum, Paul R. and Rubin, Donald B. (1983). "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- Szwarcberg, Mariela (2015). *Mobilizing Poor Voters: Machine Politics, Clientelism, and Social Networks in Argentina*. New York: Cambridge University Press.
- Tsounta, Evridiki and Osueke, Anayochukwu (2014). "What is Behind Latin America's Declining Income Inequality?". *Working Paper 14*. Washington, International Monetary Fund.

Wang, Y.; Cai, H.; Li, C.; Jiang, Z.; Wang, L.; Song, J. *et al.* (2013). "Optimal Caliper Width for Propensity Score Matching of Three Treatment Groups: A Monte Carlo Study". *PLoS ONE*

8(12): e81045. Available at: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0081045>, access August 20, 2017.

RECEPTION: August 24, 2017

REVIEW: October 31, 2017

ACCEPTANCE: February 20, 2018

El voto obligatorio y la redistribución del ingreso: reexaminando el argumento lijphartiano con *matching*

*Mandatory Voting and Redistributive Income Policies:
Re-Examining Lijphart's Argument with Matching*

María Marta Maroto y Tomás Došek

Palabras clave

Desigualdad de ingresos

- Lijphart
- *Matching*
- Representación política
- Voto obligatorio

Key words

Income Inequality

- Lijphart
- Matching
- Political Representation
- Compulsory Voting

Resumen

Este artículo reexamina la idea de Lijphart (1997) de que el voto obligatorio sea un instrumento efectivo para reducir la desigualdad del ingreso con un diseño de investigación cuasi experimental basado en la técnica de *matching*. Los resultados muestran que el voto obligatorio no tiene un impacto significativo sobre las políticas redistributivas. En base a la experiencia de América Latina, donde predomina el voto obligatorio junto a alta desigualdad de ingresos, el artículo sostiene que el problema empírico del argumento lijphartiano se encuentra en el supuesto implícito de la existencia de un vínculo programático entre políticos y electores. Se sugiere como hipótesis alternativa que la combinación de alta participación electoral y alta desigualdad puede deberse a la prevalencia de un vínculo clientelar, frecuente en democracias con instituciones débiles.

Abstract

This article re-examines Lijphart's (1997) idea that compulsory voting is an effective instrument to reduce income inequality. Using a quasi-experimental research design based on a matching technique, the results show that compulsory voting does not have a significant impact on redistributive policies. Examining the experience of Latin America, where mandatory voting prevails along with high income inequality, the article argues that the empirical problem with Lijphart's argument lies in the implicit assumption that there is a programmatic linkage between politicians and voters. An alternative hypothesis is proposed, that the combination of high electoral participation and high inequality may be due to the prevalence of clientelistic linkage, frequent in democracies with weak institutions.

Cómo citar

Maroto, María Marta y Došek, Tomás (2018). «El voto obligatorio y la redistribución del ingreso: reexaminando el argumento lijphartiano con *matching*». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 164: 97-114. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.164.97>)

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

María Marta Maroto: Pontificia Universidad Católica de Chile | mmmaroto@uc.cl

Tomás Došek: Pontificia Universidad Católica de Chile | tdosek@uc.cl

INTRODUCCIÓN¹

¿La obligatoriedad del voto hace que las demandas redistributivas de los sectores socioeconómicamente menos favorecidos sean atendidas? ¿El voto obligatorio genera mayor equidad en una sociedad? Hace dos décadas, Arend Lijphart (1997) publicó un artículo ampliamente citado en el cual afirma que la desigual participación política presenta un «dilema no resuelto» para las democracias actuales. El autor arguye que existe un importante sesgo en la participación electoral a favor de los estratos con mayores niveles de educación e ingreso. Este sesgo en el voto se traduciría en una mayor representación política de los intereses económicos de los sectores altos de la sociedad, en detrimento de las demandas redistributivas de los sectores populares. Las mayores tasas de abstención electoral que presentan estos últimos, junto a la carencia de recursos disponibles para destinar a la actividad partidaria proselitista, harían que sus intereses tuvieran poco peso en la agenda de políticas públicas de los distintos gobiernos (más allá de las posiciones ideológicas partidarias).

Para revertir este sesgo a favor de los sectores más pudientes, Lijphart (1997) propone un instrumento institucional: la regla del voto obligatorio (en adelante VO). De acuerdo a esta lógica, el VO generaría una mayor participación electoral de los sectores populares y, como consecuencia, un fuerte incentivo para que los políticos tomen en cuenta sus preferencias redistributivas a fin de ganar las elecciones y mantenerse en sus cargos. Teniendo el voto como carta de negociación, los sectores desaventajados encontrarían un

oído a sus demandas en los políticos buscadores de victorias electorales.

La tesis de Lijphart (1997) ha tenido amplia influencia en la literatura comparada y, en particular, en la literatura de *American Politics*, en la cual la evidencia empírica es contundente a favor de una fuerte asociación entre el votante de nivel socioeconómico alto y una mayor participación política y electoral (Bartels, 2008). Sin embargo, a nivel internacional, diversos trabajos comparados y estudios de caso han puesto a prueba esta hipótesis sin obtener resultados concluyentes a su favor (Chong y Olivera, 2008; Matta, 2010; Fowler, 2013; Carey y Horiuchi, 2017; Bechtel *et al.*, 2016).

En este trabajo se sostiene que la debilidad de los resultados que presenta esta literatura se debe en gran medida a problemas metodológicos. Si bien se ha buscado hacer la inferencia causal mediante diversas estrategias metodológicas —cualitativas, cuantitativas, *cross-sectional* y estudios de caso longitudinales— los diseños de investigación efectuados dan cuenta de serios problemas asociados con la evidencia empírica que utilizan y con los diseños de investigación que desarrollan. En relación a los estudios estadísticos observacionales se constata que las regresiones ordinarias con controles no suelen resultar del todo adecuadas como base para efectuar inferencia causal. En tanto los estudios de caso han mostrado debilidades relacionadas con la ausencia de comparación con otros casos y con la temporalidad en la que se efectúa el análisis.

En base a este diagnóstico se propone llevar a cabo un diseño de investigación que contribuya a mejorar las comparaciones que se hacen entre los casos, en base a una lógica cuasi experimental afín a la tradición comparada de Mill (2002[1853]) y los diseños de sistemas más similares de Przeworski y Teune (1970). Se efectúa un pareamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*) y distancia de *Mahalanobis* (*ma-*

¹ Los autores agradecen los comentarios de los dos revisores anónimos y de Jake Bowers y Luis Maldonado a versiones previas del artículo. El estudio de Doctorado de María Marta Maroto (Doctorado Nacional/2014-63140091) y Tomáš Došek (CONICYT-PCHA/Doctorado Nacional/2016-21160096) es financiando por CONICYT. Los autores agradecen el apoyo del Instituto Milenio de Investigación sobre los Fundamentos de los Datos.

halanobis distance matching) a fin de facilitar el proceso de emparejamiento de los casos de tratamiento y de control a partir de una serie de covariantes teóricamente relevantes. Esta técnica permite crear un diseño más confiable y fácil de interpretar, al tiempo que genera estimaciones más precisas y con menor sesgo.

El análisis efectuado mediante la técnica del pareamiento (*matching*) muestra que el VO no tiene efecto promedio sustantivo ni estadísticamente significativo sobre las políticas redistributivas de los países. La explicación alternativa que aquí se propone (aunque esta no se testea empíricamente) se basa en la experiencia de los casos latinoamericanos, los cuales presentan altos niveles de desigualdad de ingreso y VO. Se sugiere que la movilización electoral basada en un vínculo partidario de tipo clientelar podría sustituir las políticas programáticas redistributivas (asumidas implícitamente en el argumento de Lijphart) por intercambios particularistas acotados a la población electoralmente movilizada. Como resultado, sería factible encontrar altos niveles de participación electoral que, sin embargo, no redundan en políticas redistributivas eficaces para la disminución de la desigualdad de ingresos.

El artículo se estructura del siguiente modo. Primero, se desarrolla el marco teórico en el que se inscribe el argumento causal que se propone reevaluar mediante la técnica del pareamiento (*matching*). Segundo, se presentan los datos y la metodología que se emplearán. Tercero, se discuten los resultados obtenidos en relación al argumento lijphartiano. Luego se discute la plausibilidad de la hipótesis alternativa según la cual una mayor participación electoral no redundan en políticas redistributivas más equitativas cuando el vínculo partidario de los sectores populares es de tipo clientelar. Por último, se discuten las implicancias de estos resultados para futuras investigaciones y para la política práctica.

LA RELACIÓN ENTRE EL VOTO OBLIGATORIO Y LA POLÍTICA REDISTRIBUTIVA DEL INGRESO

El argumento teórico de Lijphart parte de un diagnóstico relativamente sencillo: «La participación [política] es altamente desigual. Y una participación desigual conlleva una capacidad de influencia desigual» (1997: 1). De acuerdo con el autor, este sesgo en la participación política se da «a favor de los ciudadanos más privilegiados [...] en detrimento de los sectores menos aventajados» (*ibid.*). En otras palabras, Lijphart advierte sobre la existencia de un «sistemático sesgo de clase» en la participación y representación política que favorece a los sectores más pudientes. Según Lijphart, «la participación electoral desigual está asociada con las políticas públicas que favorecen a los votantes más privilegiados en detrimento de los que no van a votar, que se ven menos favorecidos» (*ibid.* 5). Si bien Lijphart (*ibid.* 8) reconoce que existen otros mecanismos capaces de aumentar la participación electoral, como la inversión en educación cívica o incentivos políticos, considera que la regla del voto obligatorio representa el remedio institucional más eficaz para acercarse al objetivo ideal de una «cuasi universal» participación política.

En cuanto al mecanismo por el cual el VO provocaría mayores políticas redistributivas y una distribución del ingreso más equitativa, el autor sostiene que quién vota y quién no vota tiene importantes consecuencias sobre quién es elegido y sobre las políticas públicas que serán adoptadas por este último (Lijphart, 1997: 4). En primer lugar, afirma que existe una clara conexión entre el estatus socioeconómico y la participación electoral. Segundo, afirma que esta asociación guarda estrecha relación con otros dos vínculos importantes: el tipo de representante que se elige (posición ideológica del partido) y las políticas públicas que se adoptan (*ibid.*). Basándose en la literatura clásica de partidos, el autor afirma que esta relación se funda-

menta en que las elecciones representan la lucha de clases en sistemas democráticos, y que los partidos políticos representan los intereses de las distintas clases sociales, buscando implementar su agenda programática una vez que llegan al gobierno.

El argumento lijphartiano presenta entonces dos relaciones causales empíricamente verificables. La primera afirma que el VO redundará en una mayor participación electoral. Esto parece altamente esperable si se cuenta con mecanismos de imposición legal que velen por el cumplimiento de la normativa. La segunda, en cambio, es menos evidente, y sostiene que una mayor participación de los sectores más pobres de la población redundará en una mayor representación política de sus (supuestos) intereses redistributivos.

Una de las estrategias usadas por esta literatura para evaluar el efecto del VO ha sido el diseño de estudios de caso longitudinales en países donde se ha introducido o quitado el VO, con el propósito de evaluar el efecto del tratamiento (VO) antes y después de su aplicación. Fowler (2013) analiza la introducción del VO en Australia midiendo el efecto de esta variable mediante un análisis de diferencias-en-diferencias (*difference-in-difference*) con un control basado en unidades sintéticas. El autor encuentra que la reforma electoral que instituye el voto compulsivo en este país ha generado un aumento en la participación electoral que ha redundado en un incremento del caudal de votos obtenido por el Partido Laborista, favorable a las políticas redistributivas. De modo similar, mediante una regresión lineal con efectos fijos, Bechtel *et al.* (2016) encuentran que la introducción de la multa como medida de imposición (*enforcement*) del VO en Suiza ha dado lugar a una mayor participación en beneficio de los partidos de izquierda, promotores de políticas redistributivas. En tanto, Hoffman *et al.* (2017) encuentran para el caso de los estados de Austria que el VO con baja imposición aumenta la participación electoral en 10 puntos por-

centuales en promedio. Sin embargo, no encuentran evidencia de que el VO tenga efecto alguno sobre resultados electorales (en términos de preferencias partidarias) o de gasto público.

Por su parte, Carey y Horiuchi (2017) analizan el caso de Venezuela, donde los mecanismos de sanción legal del VO fueron suprimidos en el año 1993. Al igual que Fowler (2013), utilizan el método de *difference-in-difference* para evaluar si este cambio en la normativa condujo a un incremento en la desigualdad en los ingresos (medido por la variación en los valores del coeficiente de Gini neto). Los resultados de esta investigación arrojan que la modificación de las reglas electorales produjo un aumento de siete puntos porcentuales en el índice de Gini neto entre 1993 (justo antes del cambio en el tipo de voto) y 1998 (momentos previos a la elección de Hugo Chávez).

Desde un enfoque *cross-sectional*, otros trabajos han puesto a prueba el argumento causal entre el VO y las políticas redistributivas. Mahler (2008) testea la relación entre la participación electoral y las políticas públicas redistributivas para una muestra de países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) mediante una regresión lineal con variables instrumentales y ecuaciones estructurales. El autor encuentra efectivamente que el aumento en la participación electoral genera un incremento en los efectos redistributivos a través de las transferencias sociales de los gobiernos. De acuerdo con el autor, el VO corrige el sesgo de ingresos en la participación electoral.

En tanto, los trabajos de Chong y Oliveira (2008) y Matta (2010) se centran en la relación directa del VO y las políticas redistributivas, asumiendo el comportamiento incremental de la variable interviniente (participación electoral) en los casos que reportan la regla de voto compulsivo. Estos autores ponen a prueba la relación entre el tipo de voto (obligatorio o no) y la distribución

del ingreso para una muestra conformada por el total de países para los cuales se tienen datos (N cercano a 80). De acuerdo con estos trabajos, la distribución del ingreso (medida a través del índice de Gini) mejora significativamente cuando el voto es obligatorio y tiene una efectiva imposición (*enforcement*), en la mayoría de los casos en forma de multa. Matta (2010) encuentra mediante la estimación de una regresión aparentemente no relacionada (*seemingly unrelated regression*) que la existencia de VO con imposición² incrementa la proporción del gasto social, tanto respecto al gasto total del país como a su Producto Bruto Interno (PBI).

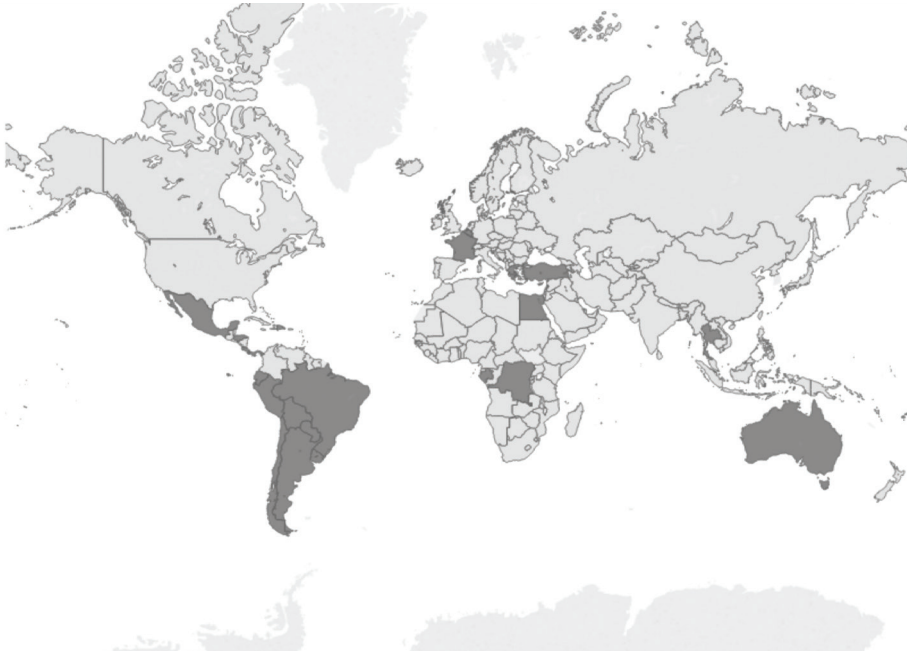
Si bien estos resultados parecen favorables a la tesis lijphartiana, un análisis más sutil de los resultados y, sobre todo, de los diseños efectuados para realizar la inferencia causal, presenta dudas al respecto. Por un lado, respecto de los estudios de caso cabe advertir que los tres trabajos mencionados son diseñados en base a una causalidad contrafactual. Esta toma el cambio en la regla electoral respecto a la obligatoriedad del voto como «tratamiento», examinando el interrogante contrafactual de qué hubiera ocurrido si el voto obligatorio no se hubiera introducido (en el caso de Australia y Suiza) y si no se hubiese eliminado (en el caso de Venezuela). A pesar de que en los tres casos se obtienen resultados favorables a los planteamientos teóricos, no resulta evidente que efectivamente haya sido la reforma electoral la causa del cambio en la política redistributiva o en el nivel de desigualdad de ingresos. Aunque es cierto que muchas variables se mantienen constantes en el análisis de un mismo país en el tiempo, también es cierto que las reformas institucionales no suceden en el vacío y podrían ser resultado de variables que se vieron alteradas entre el momen-

to previo y posterior a la introducción o eliminación del VO (el tratamiento).

El caso de Venezuela —analizado por Carey y Horiuchi (2017)— es ilustrativo al respecto. Este país no tiene VO desde la aprobación de la Constitución de 1999. Sin embargo, ya para las elecciones de 1993 y 1998 fueron canceladas las sanciones por no ir a votar (Lijphart, 1997; Carey y Horiuchi, 2017). Los autores analizan el efecto de la «cuasi» no obligatoriedad del voto a partir de 1993 y encuentran un sustantivo incremento del índice de Gini en ese lapso de tiempo. Sin embargo, la participación en las elecciones bajó un 20% entre 1988 y 1993 (IDEA, 2015). Curiosamente, la misma empezó a subir hasta alcanzar el 80% en las elecciones presidenciales de 2013, niveles comparables a los de 1988 (IDEA, 2015), pero ahora con el voto voluntario. Algo similar ocurre con el indicador de desigualdad. Si bien el índice de Gini se incrementa en la década de los noventa (coincidentemente con la eliminación de sanciones por no concurrir a votar), durante la primera década del 2000 el mismo índice descendió sustantivamente (sin realizarse una modificación a la regla electoral), ubicándose —junto a Uruguay— entre los países más igualitarios de América Latina (Devereux y Colitt, 2013).

El caso venezolano invita a preguntarse si es efectivamente la obligatoriedad del voto lo que moviliza a los electores más pobres a concurrir a las urnas o si existen otros factores que podrían estar operando, que no pueden ser identificados mediante el diseño de investigación centrado en la experiencia longitudinal de un caso. En Venezuela se evidenció una importante variación sustantiva entre el período previo y el posterior a la reforma en materia de liderazgo y representación política, dada la implosión del sistema de partidos venezolano y el surgimiento de un líder carismático (Roberts, 2007). Asimismo, tuvo lugar una crisis económica profunda, particularmente a partir de 1989 (Corrales y Penfold, 2011), junto a la baja en el precio del petróleo —la prin-

² El autor utiliza el término «voto obligatorio estrictamente coercitivo» (Matta, 2010: 2).

FIGURA 1. Distribución geográfica del voto obligatorio por país (2005)

Nota: Países en gris oscuro tienen voto obligatorio.

Fuente: Elaboración propia con los datos de IDEA (2016).

principal fuente de recursos de Venezuela— y la nacionalización de empresas de hidrocarburos (Corrales, 2010).

Respecto a los análisis *cross-sectional*, se constata, además de los problemas de inferencia causal que presentan los modelos de regresión con variables de control en general, una dificultad para verificar con claridad qué papel juega el contexto regional en la relación entre el voto obligatorio, la participación política y la política redistributiva. Si se observa el mapa de distribución del voto obligatorio en el mundo (figura 1), es evidente que esta regla electoral está geográficamente concentrada en los países de América Latina. Llamativamente, esto contrasta con el hecho de que se trata de la región más desigual del mundo (Tsonuta y Osueke, 2014: 9). Nuevamente, aunque en dirección contraria a lo observado para el caso venezolano, la obligatoriedad del voto no parece

tener el efecto teóricamente esperado en los países de esta región.

Por otro lado, los trabajos estadísticos coinciden en advertir que de acuerdo a las estimaciones realizadas, el efecto del VO sobre la política distributiva solo se observa cuando la regla del VO tiene una estricta imposición (tabla 1)³. Sin embargo, esto no parecería explicar la contradicción observada en la región latinoamericana, ya que la medición de este atributo categórico presenta grandes dificultades. Por un lado, cuando se analizan los casos que presentan una imposición estricta en la base de datos de IDEA (2016) que utilizan estos trabajos (Chong y Olivera, 2008; Matta, 2010⁴) se constata que

³ Para la codificación original, véase Chong y Olivera (2008: 401).

⁴ Matta (2010) toma acriticamente la codificación de Chong y Olivera (2008).

TABLA 1. *Voto obligatorio por país (2005)*

País	Sanción	Imposición	Año de introducción	Comentarios
Argentina	Sí	Sí	1912	
Australia	Sí	Sí	1924	
Bélgica	Sí	Sí	1929 (hombres)	1949 (mujeres)
Bolivia	Sí	No	1952	A los 18/21 años (personas casadas/ solteras)
Brasil	Sí	Sí	N/A	Voluntario para mayores de 70 años
Chile	Sí	Sí	1925	
Chipre	Sí	Sí	1960	
Congo (República Democrática de)	N/A	N/A	N/A	
Costa Rica	Sí	Sí	N/A	
Ecuador	Sí	Sí	1936	Voluntario para mayores de 65 años y analfabetos
Egipto	Sí	No	1956	
Estados Unidos	N/A	No	1777	Solo el estado de Georgia
Fiyi	Sí	Sí	1992	
Francia	Sí	No	Década 1950/1960	Solo aplica para el Senado
Gabón	N/A	No	N/A	
Grecia	Ninguna	No	1926	Sanciones canceladas a partir de 2000
Honduras	Ninguna	No	N/A	
Liechtenstein	Sí	Sí	N/A	
Líbano	N/A	N/A	N/A	
Luxemburgo	Sí	Sí	N/A	Voluntario para mayores de 70 años
México	Sí	No	N/A	
Nauru	Sí	Sí	1965	
Panamá	N/A	N/A	N/A	
Paraguay	Sí	No	N/A	Voluntario para mayores de 75 años
Perú	Sí	Sí	1933	Voluntario para mayores de 75 años
República Dominicana	Ninguna	No	N/A	
Singapur	Sí	Sí	N/A	
Suiza	Sí		1904	Solo en el cantón de Schaffhausen
Tailandia	Ninguna	No	N/A	
Turquía	Sí	Sí	N/A	
Uruguay	Sí	Sí	1934	No practicado hasta 1970

Nota: Austria eliminó el voto obligatorio en las regiones de Estiria y Vorarlberg en 1992 y Tirol en 2004. Chile lo hizo en 2012, Fiyi en 2006 (en la práctica) / 2014 (legalmente), Guatemala en 1990, Italia en 1993, Países Bajos en 1967, España en 1923 y Venezuela en 1993 (en práctica, la imposición) / 1999 (legalmente).

El tipo de sanción varía ampliamente entre los países, desde la necesidad de una explicación, pasando por multas, hasta la cancelación del derecho a voto.

Fuente: Elaboración propia con los datos de IDEA (2016).

solo siete países en el mundo (Bélgica, Chipre, Fiji, Luxemburgo, Nauru, Singapur y Uruguay) presentan este tipo de voto compulsivo, un N bastante reducido para darle precisión a la estimación estadística.

Asimismo, no queda claro cómo se identifican y clasifican estos casos, ya que los autores (Chong y Olivera, 2008) no explicitan sus criterios y su codificación no coincide con los datos de IDEA (2016). Por ejemplo, Uruguay aparece en el grupo de los siete países con reforzamiento en la obligatoriedad del voto, mientras que Perú, que tiene los mismos dos tipos de sanciones que Uruguay, no aparece en la lista, teniéndose en cuenta que la legislación electoral en Perú no ha variado en los últimos años.

Si bien la variedad de las estrategias empíricas utilizadas es bastante amplia, se considera que ninguna ha logrado ser persuasiva en sus hallazgos respecto al argumento causal que buscan verificar, como tampoco con relación al efecto estimado. Para suplir esta dificultad metodológica, en la siguiente sección se propone hacer uso de la técnica de pareamiento con el objetivo de agrupar los países de la muestra en base a las covariantes teóricamente más relevantes sugeridas por la literatura, de tal manera que estos difieran —en la medida de lo posible— *solo* en la presencia o ausencia del voto obligatorio, a fin de estimar la diferencia promedio entre los grupos de tratamiento y de control en relación al VO (tratamiento) y el gasto social y el nivel de desigualdad de ingresos (efectos del tratamiento).

METODOLOGÍA: PAREAMIENTO POR PUNTAJE DE PROPENSIÓN Y DISTANCIA DE MAHALANOBIS

La metodología en las ciencias sociales ha evidenciado un creciente rechazo a que la regresión ordinaria con controles sea adecuada para la inferencia causal. Entre los estudios observacionales, las estrategias cuasi experi-

mentales no paramétricas, como el pareamiento, se presentan como una opción tendiente a mejorar dicho inconveniente en base al diseño cuasi experimental⁵. A diferencia de las estrategias observacionales basadas en modelos (*model-based approach*), esta técnica de comparación resulta más transparente y fácil de interpretar. Al mismo tiempo permite efectuar estimaciones más precisas y con menor sesgo, en la medida en que compara directamente unidades que son más parecidas entre sí. Si bien la construcción de los pares emparejados (*matched pairs*) utiliza algoritmos computacionales, el resultado es un conjunto de pares que son, en promedio, relativamente similares unos a otros.

Esta técnica procede emparejando las observaciones más parecidas posibles en un conjunto de covariantes observadas que difieren en la asignación del tratamiento. A diferencia de los experimentos, en los estudios observacionales el tratamiento no es asignado de modo aleatorio. Una estrategia para enfrentar esta característica es a través de un modelo «ingenuo» de asignación del tratamiento por el cual se busca comparar objetos que sean comparables entre sí en las covariantes medidas y observadas (Rosenbaum, 2010: 70).

En este trabajo se utiliza el método que consta de una combinación del pareamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*) y la distancia de Mahalanobis (*Mahalanobis distance matching*), dando lugar al pareamiento completo (*full matching*) (Hansen y Bowers, 2008). Las covariantes por las cuales se parearán los casos son tres: nivel de democracia, nivel de desarrollo socioeconómico y producto bruto interno (PBI per cápita). Estas variables son las más utilizadas por los trabajos que conforman esta literatura (Chong y Olivera, 2008; Matta, 2010;

⁵ Véase Rosenbaum (2010) para la técnica y uso del pareamiento y Dunning (2012) para la comparación del pareamiento y los experimentos, sobre todo los naturales.

Fowler, 2013; Carey y Horiuchi, 2017; Bechtel *et al.*, 2016) y son los que teóricamente deberían tener mayor impacto sobre el resultado de interés⁶. El nivel de democracia se introduce como variable categórica según la clasificación que utiliza Polity IV, esto es, toma el valor de cero cuando se trata de democracias, uno cuando los países son anocracias abiertas, dos si son anocracias cerradas y tres si son autocracias. El IDH se clasifica también según la escala del PNUD en cuatro categorías, siendo el valor de cero para los países más desarrollados y de tres para los menos desarrollados⁷. Los valores del PIB se introducen tras ser logaritimizados.

El tratamiento es el tipo de voto —obligatorio o voluntario—. Dados los problemas de medición que presenta esta variable respecto al nivel de imposición que rige en cada país en la base de IDEA (2016), se decidió dicotomizarla asumiendo dos valores posibles: 1 cuando el país tiene voto obligatorio y 0 cuando el voto no es obligatorio. Al igual que en el resto de los trabajos aquí analizados, los datos provienen de la base de datos de IDEA, que posee la información más actualizada sobre la modalidad del tipo de voto por país⁸.

⁶ Para medir el nivel de desarrollo democrático se utiliza Polity IV, que clasifica a los países de todo el mundo en una escala de -10 a 10, siendo los primeros menos democráticos y los segundos más democráticos. Como proxy para medir el nivel de desarrollo socioeconómico de los países se recurre al Índice de Desarrollo Humano (IDH) del Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). El IDH toma en cuenta la situación de cada país en tres áreas: salud, educación y vivienda. El Producto Bruto Interno per cápita de la base de datos del Banco Mundial. Polity IV e IDH se miden para el año 2010, mientras que para el PBI per cápita se toma el valor más reciente que se encuentre disponible en la base del Banco Mundial.

⁷ Los cortes exactos varían en el tiempo y se pueden consultar en la página del PNUD (<http://hdr.undp.org/es/content/human-development-index-hdi-table>). Para este trabajo se tomaron los valores para 2010 que son respectivamente 0,885, 0,723 y 0,601.

⁸ Los valores que se toman corresponden al año 2005, esto es, cinco años antes del momento de medición de las demás variables para que un posible efecto (del cambio) de las reglas de votación pueda desarrollarse. Asi-

El resultado es medido en base a dos indicadores: el nivel de gasto social (compuesto por el gasto destinado a educación y a salud/PBI) y el índice de Gini. Esta operacionalización está basada en la literatura (Chong y Olivera, 2008; Matta, 2010), en donde suele medirse el resultado mediante ambos o alguno de estos dos indicadores de política redistributiva. Los valores de ambas variables provienen de la base de datos del Banco Mundial⁹.

Para llevar a cabo el pareamiento (*matching*), primero se estima el *puntaje de propensión* (*propensity score*, PS) de cada observación, esto es, la probabilidad condicional de ser expuesto al tratamiento dadas las covariantes observadas (Rosenbaum y Rubin, 1983). En un experimento aleatorio, el PS es conocido dada la aleatorización de la asignación. Sin embargo, en los estudios observacionales este debe ser estimado. El PS tiene propiedades que son muy útiles. La primera de ellas es la de balancear, esto es, que las observaciones con tratamiento ($Z = 1$) y las observaciones de control ($Z = 0$) con un mismo PS $e(x)$ tienen la misma distribución en las covariantes observadas (x), con lo cual el tratamiento Z y las covariantes observadas x son condicionalmente independientes dado el PS (Rosenbaum, 2010: 72). En la práctica, la estimación del PS, $e(x)$, se basa habitualmente en un modelo de Logit que relaciona la asignación del tratamiento, Z , con las covariantes observadas.

A continuación se procede a parear las observaciones con tratamiento con las de control mediante un pareamiento completo

mismo, se controló que las reglas no cambiaran en el período de 2005 a 2010 (o el año de medición de las demás variables cercano a 2010 en caso de que los datos para 2010 no estuvieran disponibles).

⁹ <http://data.worldbank.org/>. Esta variable se mide alrededor del año 2010. En ausencia de este valor se toma el del año más cercano a 2010, prefiriendo siempre el dato posterior al anterior, esto es, el valor de 2011 al de 2009, etc.

TABLA 2. Test χ^2 de balance entre el grupo de tratamiento y de control (pre-/post-matching)

	Chi cuadrado	Grados de libertad	Valor p
Pre-matching	16,71	6	0,010
Post-matching	2,21	4	0,697

óptimo (*optimal full matching*) basado en el PS *caliper* y la distancia de Mahalanobis (que permite determinar la similitud entre dos variables aleatorias multidimensionales), medida en unidades de desviación estándar. En cierto modo, se puede afirmar que en la distancia de Mahalanobis la diferencia de una desviación estándar cuenta igual para cada covariante en x , si bien esta distancia tiene en cuenta la correlación entre las variables¹⁰. En tanto, el pareamiento completo (*full matching*) permite que las observaciones con tratamiento sean pareadas no solo con más de una observación de control, sino que también permite unir una observación de control con numerosas observaciones de tratamiento. Se considera que el *optimal full matching* es un diseño óptimo para un estudio observacional en la medida en que define una estratificación como partición de las observaciones dentro de grupos o estratos en base a las covariantes, con el único requisito de que cada estrato tenga al menos una observación de tratamiento y al menos una observación de control (Rosenbaum, 2010: 181).

Luego de parear las observaciones se procede a analizar el balance en las covariantes observadas mediante la comparación de las distribuciones de las covariantes observadas en el grupo de control y en el de tratamiento. Se compara el balance antes y después del emparejamiento. Mientras que antes de efectuar tal procedimiento los dos grupos estaban claramente desbalancea-

dos, al emplear la técnica del pareamiento, y utilizando el ancho del *caliper* de 0,2 de la desviación estándar «pooleada» (*pooled standard deviation*) (Austin, 2011; Wang et al., 2013)¹¹, se obtiene un emparejamiento bastante bueno con el valor de p de 0,7, lo cual supera el valor 0,5 recomendado por la literatura (Fredrickson, 2010).

Para medir el efecto del tratamiento (VO) se utiliza una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), que estima el efecto promedio del tratamiento (*average treatment effect*) entre los países con y sin tratamiento —voto obligatorio/voto voluntario— sobre el gasto social (gasto en educación y en salud) como porcentaje del PIB y sobre el índice de Gini.

RESULTADOS

Del total de las observaciones utilizadas que conforman la base de datos de países, 39 debieron ser descartadas debido a que no pudieron ser emparejadas con una o más observaciones de tratamiento¹². Los 152 paí-

¹¹ Los autores mencionados sostienen que no existe un consenso en la literatura sobre qué ancho utilizar, pero con simulaciones de tipo Monte Carlo llegan en ambos estudios a la conclusión de que el valor de *caliper* de 0,2 entrega mejores resultados.

¹² La lista de los países excluidos por el pareamiento es la siguiente: Afganistán, Antigua y Barbuda, Barbados, Belize, Bosnia y Herzegovina, República Centroafricana, Djibouti, Dominica, Eritrea, Ethiopia, Grenada, Guinea-Bissau, Kiribati, Corea del Norte, Kosovo, República Democrática Popular de Lao, Madagascar, Maldivas, Federal States of Micronesia, Birmania, Nepal, Palau, State of Palestine, Rwanda, Saint Kitts y Nevis, Santa Lucía, San Vicente y Grenadinas, Samoa, Sao Tome and Principe, Seychelles, Somalia, Siria, Taiwán, Togo, Tonga, Uganda, Uzbekistán, Vanuatu, Vietnam.

¹⁰ Es decir, si una covariante está medida en libras y otra en kilogramos, la distancia de Mahalanobis está muy próxima a considerar estas dos covariantes como si fueran una, dada su alta correlación.

TABLA 3. Grupos de países «pareados»: tratamiento y control

Grupo	Voto Obligatorio (tratamiento)	Voto Voluntario (control)
#1	Brasil, Líbano, México, Turquía	Rumanía
#2	Luxemburgo	Austria
#3	Argentina	Polonia
#4	Bélgica	Finlandia
#5	Uruguay	Haiti, Lituania
#6	Chipre	Israel, España
#7	Liechtenstein	Nigeria, Sierra Leona, Emiratos Árabes Unidos
#8	Gabón	Guinea Ecuatorial, Suriname
#9	Panamá	Malasia, Mauricio
#10	Singapur	Qatar, Federación Rusa
#11	República Dominicana	Botswana, Colombia, África del Sur
#12	Francia	Italia, Japón, Noruega
#13	Perú	Albania, Jamaica, Namibia
#14	Costa Rica	Bulgaria, Montenegro, Serbia, Macedonia
#15	Tailandia	Armenia, Benin, Mali, Venezuela
#16	Bolivia	Comoros, Georgia, Moldavia, Nicaragua, Ucrania
#17	Chile	Croacia, Estonia, Hungría, Letonia, Trinidad y Tobago
#18	Ecuador	Algeria, Bahrain, Bhutan, Iraq, Kuwait
#19	Grecia	República Checa, Corea del Sur, Portugal, Eslovaquia, Eslovenia
#20	Paraguay	Cabo Verde, El Salvador, Guatemala, Guyana, Filipinas, Timor del Este, Zambia
#21	Honduras	Ghana, India, Indonesia, Kenia, Lesoto, Mongolia, Pakistán, Senegal, Islas Salomón
#22	Australia	Canadá, Dinamarca, Alemania, Irlanda, Países Bajos, Nueva Zelanda, Suecia, Suiza, Reino Unido, Estados Unidos
#23	Fiji	Angola, Bangladesh, Camboya, Congo (Brazzaville), Libia, Malawi, Oman, Papua New Guinea, Arabia Saudita, Sri Lanka, Túnez
#24	Egipto	Andorra, Burundi, Camerún, Costa de Marfil, Jordania, Kazakhstan, Kyrgyzstan, Liberia, Mauritania, Sudán, Yemen, Zimbaue
#25	Congo (Kinshasa)	Azerbaiyán, Bahamas, Belarus Brunei Darussalam, Burkina Faso, Chad, China, Cuba, Gambia, Guinea, Hong Kong, China (SAR), Islandia, Irán, Malta, Marruecos, Mozambique, Níger, Swazilandia, Tayikistán, Tanzania, Turkmenistán

Fuente: Elaboración propia en base al *optimal full matching*.

TABLA 4. Modelo 1. OLS: efecto condicional del voto obligatorio sobre el gasto social en base al diseño por pareamiento

	Coefficiente est.	Error est.	Valor t	Pr(> t)
Intercepto	5,715	1,680	3,401	0,001***
Voto obligatorio	-0,258	0,768	-0,336	0,737
R ² ajustado: 0,3624				

Coefficientes de significancia: 0 **** 0,001 *** 0,01 ** 0,05 .' 0,1.

Nota: No se muestran los coeficientes estimados para cada grupo.

ses restantes fueron agrupados en 25 grupos en base a las covariantes del modelo propuesto (tabla 3). Es importante señalar que el pareamiento efectuado no omite ninguno de los países considerados importantes para la teoría bajo consideración; se trata en la mayoría de los casos de pequeñas islas-Estados y algunos países asiáticos y africanos. Asimismo, existe solo un grupo (#1) donde hay más de un país con tratamiento (VO) y un país con voto voluntario.

El análisis de balance (tabla 2) confirma que el diseño se encuentra bastante bien balanceado en las covariantes (lo cual es independiente del balance por las variables omitidas). En base a este diseño se llevan a cabo dos modelos de regresión lineal ordinaria para estimar el efecto promedio estimado del VO sobre el gasto social y sobre el índice de Gini. Del modelo 1 (tabla 4) se desprende que el efecto del voto obligatorio sobre el gasto social es efectivamente mínimo tanto

en términos sustantivos como estadísticos. Este resultado representa una evidencia importante para el debate teórico esbozado más arriba y pone en cuestión el optimismo sobre el voto obligatorio como instrumento eficaz para incentivar mayores políticas redistributivas del ingreso.

Otra posible manera de presentar los resultados de la estimación del efecto del voto obligatorio sobre el gasto social es a través del análisis de varianza (ANOVA) (modelo 2, tabla 5). Esto posibilita observar si existe algún efecto del propio pareamiento, considerado un «factor de bloqueo» (*blocking factor*) (Fredrickson, 2010). Efectivamente, esta presentación de los resultados permite apreciar el «efecto de bloqueo» (*blocking effect*) (Fredrickson, 2010). Esto significa que probablemente las variables utilizadas para el pareamiento por puntaje de propensión con *caliper* tengan alguna relación con el resultado, en este caso el gasto social.

TABLA 5. Modelo 2. ANOVA: efecto condicional del voto obligatorio sobre el gasto social en base al diseño por pareamiento

	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Media cuadrática	Valor F	Pr(> F)
Voto obligatorio	1	0,02	0,019	0,0017	0,967
Full matching	24	1.234,92	51,455	4,6179	0,000***
Residuos	126	1.403,95	11,142		

Coefficientes de significancia: 0 **** 0,001 *** 0,01 ** 0,05 .' 0,1.

TABLA 6. Modelo 3. OLS: efecto condicional del voto obligatorio sobre el Gini en base al diseño por pareamiento

	Coefficiente est.	Error est.	Valor t	Pr(> t)
Intercepto	39,200	5,118	7,660	0,000***
Voto obligatorio	7,742	2,100	3,687	0,000***
R ² ajustado: 0,3256				

Coefficientes de significancia: 0 **** 0,001 *** 0,01 ** 0,05 * . ' 0,1.

Nota: No se muestran los coeficientes estimados para cada grupo.

TABLA 7. Modelo 4. OLS: efecto condicional del voto obligatorio sobre el Gini en base al diseño por pareamiento

	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Media cuadrática	Valor F	Pr(> F)
Voto obligatorio	1	998,90	998,89	19,0707	0,000***
Full matching	22	2.860,60	127,76	2,4391	0,002**
Residuos	80	4.190,30	52,38		

Coefficientes de significancia: 0 **** 0,001 *** 0,01 ** 0,05 * . ' 0,1.

Del modelo 3 (tabla 6) se desprende que el efecto del VO sobre el índice de Gini es positivo e importante tanto en términos sustantivos como estadísticos. Esto no es sorprendente dado que los países latinoamericanos siguen siendo los países más desiguales del mundo (Tsounta y Osueke, 2014: 9) y son precisamente los países que más VO presentan (IDEA, 2016). Estas conclusiones, ciertamente esperadas, ponen en cuestión la efectividad del VO (en cualquiera de sus formas) y sugieren la necesidad de considerar otros factores que puedan explicar por qué se mantienen niveles de desigualdad tan altos en América Latina pese a la existencia del VO en la región.

Nuevamente, otra manera posible de ver los resultados de la estimación del efecto del voto obligatorio sobre la desigualdad del ingreso es a través del análisis de varianza (ANOVA) (modelo 4, tabla 7). Esto posibilita observar si existe algún efecto del pareamiento considerado como un «factor de bloqueo». Efectivamente, se aprecia el «efecto de bloqueo», lo cual significa que probable-

mente las variables utilizadas para el pareamiento por puntaje de propensión con *caliper* guarden relación con el resultado, en este caso el Gini como medida de la desigualdad de ingresos.

VOTO OBLIGATORIO Y DESIGUALDAD DE INGRESOS: AMÉRICA LATINA Y LA NECESIDAD DE UNA EXPLICACIÓN ALTERNATIVA

América Latina es la región donde históricamente ha convivido el VO (en la mayoría de los países) con elevados niveles de desigualdad de ingresos. Los resultados del análisis aquí efectuado, en consonancia con trabajos recientes (Hoffman *et al.*, 2017), sugieren que la asociación entre el VO y una mayor atención a las demandas redistributivas de los sectores socioeconómicamente menos favorecidos no es directa ni evidente. El caso de América Latina invita a reflexionar especialmente sobre el vínculo entre una mayor participación electoral de los pobres y las

políticas redistributivas del ingreso; esto es, la segunda parte del argumento lijphartiano.

De acuerdo a la literatura actual sobre VO el factor interviniente de la baja asociación empírica observada entre VO y una mejor distribución de ingresos sería la ausencia de una fuerte imposición (*enforcement*) del VO en la mayoría de los países. De acuerdo a Chong y Olivera (2008: 401), solo siete países en todo el mundo poseen una imposición fuerte, siendo Uruguay el único caso en América Latina. Ciertamente, este caso se ajusta a las predicciones de la teoría si se considera que Uruguay tiene altos niveles de participación (alrededor del 90%), es el país que presenta el valor más bajo en el índice de Gini y tiene un Estado de bienestar relativamente amplio para los parámetros de la región¹³.

Ahora bien, la otra cara de esta explicación implica que la ausencia de VO o la existencia de esta norma, pero con baja imposición, redundaría en una baja participación electoral en general, y de los sectores de bajos ingresos en particular. Sin embargo, países con voto obligatorio sin un *enforcement* fuerte como Argentina (Nichter, 2008) o Brasil presentan una tasa de participación electoral promedio por encima del 75% (IDEA, 2015), al tiempo que otros sin VO, como Nicaragua en las elecciones de 2011, alcanzan niveles cercanos al 80%.

Asimismo, se observa que la participación electoral en la región ha ido en aumento en las últimas décadas —aunque con amplia variación entre países— (Carreras y Castañeda-Angarita, 2014; Fornos *et al.*, 2004; Pérez-Liñán, 2001). Entre 1990 y 2016 la participación electoral en América Latina creció del 63,3% al 70,8% (PNUD, 2016), pese a que la legislación electoral referida al VO no

se ha visto mayoritariamente alterada; y allí donde se ha modificado ha sido eliminándola, como en Guatemala (1990), Venezuela (1999) o Chile (2012).

Por otro lado, la literatura ha señalado que las variables socioeconómicas son un mal predictor de la participación electoral en la región (Carreras y Castañeda-Angarita, 2014; Fornos *et al.*, 2004)¹⁴. Esto resulta consistente con la hipótesis de que mayores niveles de participación electoral disminuyen el sesgo socioeconómico en la votación (Jackman, 2001). Para el caso de Venezuela, Lupu (2010) muestra que (salvo en 1998) no hay un voto de clase hacia Hugo Chávez en las elecciones sucesivas, en tanto Canache (2006: 46) encuentra que la participación electoral es muy parecida entre la clase baja y media, aunque con cierta diferencia respecto de la clase alta. Es decir, de acuerdo a estos estudios no es evidente la existencia de un sesgo de clase en la participación electoral latinoamericana, con lo cual el votante medio debería estar más cercano a los sectores desfavorecidos e incentivar políticas públicas redistributivas.

¿Qué ocurre entonces? El caso de América Latina sugiere que el problema empírico del argumento de Lijphart testeado en la primera parte de este trabajo puede encontrarse en la segunda proposición. Esta sostiene que una mayor participación electoral de los sectores menos favorecidos redundará en una mayor demanda (por parte de elector medio) y, consecuentemente, en una mayor oferta (por parte de los políticos ávidos de votos) de políticas redistributivas del ingreso. Sin embargo, la experiencia latinoamericana sugiere que una mayor participación electoral de los sectores populares no redundaría —necesariamente— en este tipo de políticas. Esto es, que un aumento de la participación electoral no parece ser condición suficiente para que

¹³ Coincidentemente, el sistema de partidos uruguayo es también considerado uno de los más programáticos de la región y con menor presencia del clientelismo (Buket y Piñeiro, 2016).

¹⁴ Véase Maldonado (2011) para conclusiones contrarias.

haya una mejora en las políticas redistributivas del ingreso.

La disonancia que presenta la experiencia latinoamericana hace evidente que el supuesto implícito sobre un vínculo programático entre políticos y electores se encuentra condicionado por otras variables institucionales y socioeconómicas. De acuerdo a la literatura sobre sistemas de partidos y representación política, en sistemas políticos con instituciones débiles —como es el caso de muchos países latinoamericanos, pero también de otras democracias de la tercera ola— el vínculo clientelar suele estar ampliamente difundido en los estratos socioeconómicamente más bajos. Por tanto, mientras que en la representación programática el vínculo principal (elector)-agente (representante) es indirecto, tiene lugar dentro de las instituciones formales del sistema político y se rige por la lógica del *accountability* vertical, en el vínculo clientelar la relación se fundamenta en un intercambio de bienes directo que, por definición, es excluyente y privado (Kitschelt y Wilkinson, 2007: 7-11).

La literatura comparada muestra que en numerosos países de América Latina predomina el vínculo clientelar (Díaz-Cayeros, 2016; Szwarberg, 2015; Muñoz, 2014; Hilgers, 2012; Auyero, 2001, entre muchos otros). Las investigaciones muestran que los sectores populares pueden ser movilizados electoralmente por los partidos políticos por medio de estrategias de distribución discrecional de recursos, más allá de la existencia o no del VO. Incluso trabajos recientes revelan que en países latinoamericanos con VO los niveles de compra de voto (considerada una práctica clientelar) son aún más altos, dado que la mayor cantidad de electores disponibles (obligados a ir a votar a raíz del VO) disminuye el costo de la compra del voto (Gans-Morse *et al.*, 2014). En el caso argentino, por ejemplo, se ha documentado la coexistencia del VO con la compra de participación electoral (Nichter, 2008: 29). Por tanto,

en estos contextos el VO aumentaría en promedio la participación electoral, pero también las prácticas clientelares.

De este modo, el caso de América Latina sugiere que bajo condiciones de predominancia del vínculo clientelar, los votantes de los sectores más desfavorecidos no necesariamente concurren a votar por la obligatoriedad del voto (Luna y Toro Maureira, 2017), ni eligen a sus representantes en base a la obtención de políticas redistributivas. En cambio, la retribución por el voto tiene lugar fuera de las instituciones políticas formales, generando alta participación electoral pero mala representación política (Luna y Toro Maureira, 2017: 104). En estos casos, por tanto, una alta participación electoral no desencadenaría —necesariamente— el círculo virtuoso previsto por Lijphart (1997).

En base a lo expuesto, es plausible pensar que el mecanismo lijphartiano no viaje uniformemente entre democracias de diferentes regiones, dado que se basa en el vínculo programático entre los votantes y sus representantes (asumido implícitamente en el argumento de Lijphart). Probablemente, su alcance (*scope*) esté limitado a las democracias más desarrolladas, donde el vínculo programático tiende a prevalecer sustantivamente, mientras que en las democracias con instituciones débiles el vínculo clientelar entre electores y políticos inhiba o atenúe los efectos redistributivos que debiera generar el VO a través de una mayor participación electoral de los sectores populares. Futuras investigaciones deberán testear si un ajuste de este tipo en las condiciones de aplicabilidad del argumento mejora la asociación teórica esperada.

CONCLUSIONES

El trabajo testea empíricamente la relación entre el tipo de voto (obligatorio o voluntario) y las políticas redistributivas del ingreso. Se empleó la técnica de *matching*, por un lado,

para poner a prueba y eventualmente mejorar la inferencia causal y, por el otro, para ofrecer nueva evidencia en esta discusión que no ha llegado a un consenso. Los principales hallazgos del trabajo respaldan la visión escéptica sobre el efecto positivo real del voto obligatorio sobre una distribución del ingreso más equitativa. En efecto, los resultados del modelo de regresión de los grupos pareados no entregan ningún efecto sustantivo ni estadísticamente significativo.

En base a la experiencia de los países latinoamericanos, donde predomina el VO junto a altos niveles de desigualdad de ingreso, se sugirió como hipótesis alternativa —a ser testada en investigaciones futuras— que en países donde el vínculo entre políticos y electores de estratos socioeconómicamente desfavorecido es de tipo clientelar, una mayor participación electoral de estos sectores no redundaría necesariamente en una mejor representación de sus intereses materiales. Esto es, si el vínculo electoral no es mayoritariamente programático (como asume implícitamente Lijphart), la lógica del comportamiento político de allí derivada se trunca. Los votantes no exigen políticas redistributivas a sus representantes, al tiempo que los políticos electos no deben rendir cuentas a sus *constituencies* en términos de políticas programáticas conseguidas. Esto se debería a que el vínculo clientelar se rige por un tipo de intercambio que, en general, tiene lugar fuera del ámbito de las políticas públicas. A futuro debería profundizarse más en el papel del clientelismo, el tipo de políticas redistributivas, el *timing* de la introducción del tipo de voto¹⁵ y el tipo de movilización política de los sectores populares.

En términos prácticos se advierte que la introducción del voto obligatorio en tiempos

como el actual —de creciente desafección con la política— no pareciera ser bienvenido por la ciudadanía. Un estudio llevado a cabo en Chile muestra que más de las tres cuartas partes de la población apoyaba el voto voluntario antes de que el VO fuera eliminado (Aránguiz, 2008). Por otro lado, la implementación de este tipo de reformas se puede tornar difícil dada la necesidad de introducir multas o castigos (un *enforcement* fuerte) para velar por su cumplimiento. Esto puede resultar políticamente costoso para los reformistas, dada la generalizada desafección de los electores con los partidos políticos y la política en general¹⁶.

Asimismo, se observa que en las últimas décadas prácticamente ningún país introdujo el voto obligatorio (IDEA, 2016). En cambio, sí se constatan reversiones de la norma: Guatemala en 1990, Italia en 1993, Venezuela en 1999 y, más recientemente, Chile en 2012. Respecto de los países que han introducido el voto compulsivo o han considerado esta opción, Fiyi lo introdujo en 1992, pero lo abandonó definitivamente en 2014 (funcionó hasta 2006) y en Colombia se propuso la reforma para instaurar el VO, pero fue desechada en el Congreso en 2014.

Finalmente, el análisis sugiere que dada su impopularidad, sus costes políticos y operativos, sus inciertos resultados y la persistencia de los problemas estructurales, en contextos de debilidad institucional la incorporación del voto obligatorio no pareciera ser el instrumento más efectivo para lograr una mejor redistribución del ingreso.

BIBLIOGRAFÍA

Aránguiz, Daniela (2008). «Encuesta CEP: 78% de los chilenos apoya el voto voluntario». *Emol.com*, 16 de mayo. Disponible en: <http://www.emol.com>.

¹⁵ Jackman (2001) advierte que la relación causal entre la introducción del VO y las políticas distributivas probablemente válida a inicios del siglo XX en Europa, cuando se incorporaba a los sectores de clase media y baja al sufragio.

¹⁶ Más allá de eso, siempre está presente la discusión de si se puede obligar a las personas a votar. Véase Lever (2010) para una reciente revisión de esta discusión.

- com/noticias/nacional/2008/05/16/304573/en-cuesta-cep-78-de-los-chilenos-apoya-el-voto-voluntario.html, acceso el 19 de octubre de 2015.
- Austin, Peter C. (2011). «Optimal Caliper Widths for Propensity-Score Matching when Estimating Differences in Means and Differences in Proportions in Observational Studies». *Pharmaceutical Statistics*, 10(2): 150-161.
- Auyero, Javier (2001). *Poor People's Politics: Peronist Survival Networks and the Legacy of Evita*. Durham: Duke University Press.
- Bartels, Larry M. (2008). *Unequal Democracy: The Political Economy of the New Gilded Age*. Princeton: Princeton University Press.
- Bechtel, Michael M.; Hangartner, Dominik y Schmid, Lukas (2016). «Does Compulsory Voting Increase Support for Leftist Policy?». *American Journal of Political Science*, 60(3): 752-767.
- Buquet, Daniel y Piñeiro, Rafael (2016). «Uruguay's Shift from Clientelism». *Journal of Democracy*, 27(1): 139-151.
- Canache, Damarys (2006). «Urban Poor and Political Order». En: McCoy, J. L. y Myer, D. J. (eds.). *The Unraveling of Representative Democracy in Venezuela*. Baltimore - London: Johns Hopkins University Press.
- Carey, John M. y Horiuchi, Yusaku (2017). «Compulsory Voting and Income Inequality: Evidence for Lijphart's Proposition from Venezuela». *Latin American Politics and Society*, 59(2): 122-144.
- Carreras, Miguel y Castañeda-Angarita, Néstor (2014). «Who Votes in Latin America? A Test of Three Theoretical Perspectives». *Comparative Political Studies*, 47(8): 1079-1104.
- Chong, Alberto y Olivera, Mauricio (2008). «Does Compulsory Voting Help Equalize Incomes?». *Economics and Politics*, 20(3): 391-415.
- Corrales, Javier (2010). «The Repeating Revolution: Chávez's New Politics and Old Economics». En: Weyland, K.; Madrid, R. M. y Hunter, W. (eds.). *Leftist Governments in Latin America. Successes and Shortcomings*. New York: Cambridge University Press.
- Corrales, Javier y Penfold, Michael (2011). *Dragon in the Tropics. Hugo Chávez and the Political Economy of Revolution in Venezuela*. Washington, D.C.: Brookings Institution Press.
- Devereux, Charlie y Colitt, Raymond (2013). «Venezuelans' Quality of Life Improved in UN Index Under Chavez». *Bloomberg.com*. Disponible en: <http://www.bloomberg.com/news/articles/2013-03-07-venezuelans-quality-of-life-improved-in-un-index-under-chavez>, acceso el 4 de octubre de 2015.
- Díaz-Cayeros, Alberto; Estévez, Federico y Magaloni, Beatriz (2016). *The Political Logic of Poverty Relief. Electoral Strategies and Social Policy in Mexico*. New York: Cambridge University Press.
- Dunning, Thad (2012). *Natural Experiments in Social Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fornos, Carolina A.; Power, Timothy J. y Garand, James C. (2004). «Explaining Voter Turnout in Latin America, 1980 to 2000». *Comparative Political Studies*, 37(8): 909-940.
- Fowler, Anthony (2013). «Electoral and Policy Consequences of Voter Turnout: Evidence from Compulsory Voting in Australia». *Quarterly Journal of Political Science*, 8(2): 159-182.
- Fredrickson, Mark M. (2010). «Using Optmatch and Rltools for Observational Studies». Disponible en: <http://www.markmfredrickson.com/thoughts/2010-07-30-using-optmatch-and-ritools-for-observational-studies.html>, acceso el 28 de agosto de 2017.
- Gans-Morse, Jordan; Mazzuca, Sebastián y Nichter, Simeon (2014). «Varieties of Clientelism: Machine Politics during Elections». *American Journal of Political Science*, 58(2): 415-432.
- Hansen, Ben B. y Bowers, Jake (2008). «Covariate Balance in Simple, Stratified and Clustered Comparative Studies». *Statistical Science*, 23(2): 219-236.
- Hilgers, Tina (ed.) (2012). *Clientelism in Everyday Latin American Politics*. New York: Palgrave Macmillan.
- Hoffman, Mitchell; Gianmarco, León y Lombardi, María (2017). «Compulsory Voting, Turnout, and Government Spending: Evidence from Austria». *Journal of Public Economics*, 147: 103-115.
- IDEA (2015). «Voter Turnout Database». *Stockholm, International Institute for Democracy and Electoral Assistance*. Disponible en: <http://www.idea.int/vt/viewdata.cfm>, acceso el 28 de noviembre de 2015.
- IDEA (2016). «Compulsory Voting». *Stockholm: International Institute for Democracy and Electoral Assistance*. Disponible en: <https://www.idea.int/data-tools/data/voter-turnout/compulsory-voting>, acceso el 28 de noviembre de 2016.
- Jackman, Simon (2001). «Compulsory Voting». En: Smelser, N. J. y Baltes, P. B. (eds.). *International*

- Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*. Oxford: Elsevier.
- Kitschelt, Herbert y Wilkinson, Steven I. (2007). «Citizen-Political Linkages: An Introduction». En: Kitschelt, H. y Wilkinson, S. I. (eds.). *Patrons, Clients, and Policies: Patterns of Democratic Accountability and Political Competition*. Cambridge: Cambridge University Press.
- La Nación (2014). «Se “hundió” el voto obligatorio en Colombia». *LaNación.com.co*, 15 de octubre. Disponible en: <http://www.lanacion.com.co/index.php/actualidad-lanacion/item/242651-se-hundio-el-voto-obligatorio-en-colombia>, acceso el 19 de octubre de 2015.
- Lever, Annabelle (2010). «Compulsory Voting: A Critical Perspective». *British Journal of Political Science*, 40(4): 897-915.
- Lijphart, Arend (1997). «Unequal Participation: Democracy's Unresolved Dilemma». *American Political Science Review*, 91(1): 1-14.
- Luna, Juan P. y Toro Maureira, Sergio (2017). «15 candidatos para el 40%: la incapacidad para convocar a la mayoría». En: Luna, J. P. *En vez del optimismo. Crisis de representación política en el Chile actual*. Santiago de Chile: CIPER y Catalonia.
- Luna, Juan P. (2010). «Segmented Party-Voter Linkages in Latin America: The Case of the UDI». *Journal of Latin American Studies*, 42(2): 325-356.
- Lupu, Noam (2010). «Who Votes for *chavismo*?: Class Voting in Hugo Chávez's Venezuela». *Latin American Research Review*, 45(1): 7-32.
- Mahler, Vicent A. (2008). «Electoral Turnout and Income Redistribution by the State: A Cross-National Analysis of the Developed Democracies». *European Journal of Political Research*, 47(2): 161-183.
- Maldonado, Arturo (2011). «El voto obligatorio y la decisión de votar». *Nashville, Vanderbilt University*. Disponible en: <http://www.vanderbilt.edu/lapop/insights/I0863es.pdf>, acceso el 20 de noviembre de 2015.
- Matta Navarro, Juan J. (2010). «El Efecto del Voto Obligatorio sobre las políticas redistributivas: teorías y evidencia para un corte transversal de países». Tesis de Magister en Economía. Santiago: Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Mill, John S. (2002[1843]). *A System of Logic*. Honolulu: University Press of the Pacific.
- Muñoz, Paula (2014). «An Informational Theory of Campaign Clientelism. The Case of Peru». *Comparative Politics*, 47(1): 79-98.
- Nichter, Simeon (2008). «Vote Buying or Turnout Buying? Machine Politics and the Secret Ballot». *American Political Science Review*, 102(1): 19-31.
- Pérez-Liñán, Anibal (2001). «Neoinstitutional Accounts of Voter Turnout: Moving Beyond Industrial Democracies». *Electoral Studies*, 20(2): 281-297.
- PNUD (2016). «Participación electoral: Chile en perspectiva comparada 1990-2016». Santiago de Chile, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. Disponible en: <http://accionag.cl/wp-content/uploads/2016/11/PNUD-Minuta-Participaci%C3%B3n-electoral.pdf>, acceso el 12 de octubre de 2016.
- Przeworski, Adam y Teune, Henry (1970). *The Logic of Comparative Social Inquiry*. New York: Wiley-Interscience.
- Roberts, Kenneth (2007). «Latin America's Populist Revival». *SAIS Review of International Affairs*, 27(1): 3-15.
- Rosenbaum, Paul R. (2010). *Design of Observational Studies*. New York: Springer.
- Rosenbaum, Paul R. y Rubin, Donald B. (1983). «The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects». *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- Szwarcberg, Mariela (2015). *Mobilizing Poor Voters: Machine Politics, Clientelism, and Social Networks in Argentina*. New York: Cambridge University Press.
- Tsounta, Evridiki y Osueke, Anayochukwu (2014). «What is Behind Latin America's Declining Income Inequality?». *Working Paper 14*. Washington, International Monetary Fund.
- Wang, Y.; Cai, H.; Li, C.; Jiang, Z.; Wang, L.; Song, J. et al. (2013). «Optimal Caliper Width for Propensity Score Matching of Three Treatment Groups: A Monte Carlo Study». *PLoS ONE* 8(12): e81045. Disponible en: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0081045>, acceso el 20 de agosto de 2017.

RECEPCIÓN: 24/08/2017

REVISIÓN: 31/10/2017

APROBACIÓN: 20/02/2018