

Importance of Measurement Invariance of Trust over Time. The Spanish Case

Importancia de la invariancia de medida de la confianza a través del tiempo. El caso de España

Lluís Coromina

Key words

- Comparative Analysis
- Factor Analysis
- Social Capital
- Trust
- Longitudinal Studies
- Measurement
- Mathematical Models

Palabras clave

- Análisis comparado
- Análisis factorial
- Capital social
- Confianza
- Estudios longitudinales
- Medición
- Modelos matemáticos

Abstract

Social trust and political trust are, amongst others, key social capital factors. This paper examines the accuracy of their measurement and comparability across different time periods. Multiple-group confirmatory factor analysis (MG-CFA) is performed and different levels of measurement invariance (configural, metric and scalar) are tested. Data used are from European Social Survey for the years 2002, 2004, 2006 and 2008, in relation to Spanish citizens. Factor means for social and political trust are compared across time in Spain. Political and social trust show stability across time, except in 2004 with a higher level of political trust and 2006 with a higher level of social trust in Spain. Comparison with traditional composite scores shows the inaccuracy of such measurement for data comparison across time. Finally, consequences of using inaccurate measurements, and methodological recommendations concerning model fit structural equation models are delineated.

Resumen

La confianza social y política son, entre otros, factores clave del capital social. El artículo se basa en la precisión de su medida y su comparación a lo largo del tiempo. Se lleva a cabo un análisis factorial confirmatorio de grupos múltiples (AF-CGM), teniendo en cuenta diferentes niveles de invariancia de medida (configuracional, métrica y escalar). Se usan datos españoles de la Encuesta Social Europea entre el año 2002 y 2008. Se comparan las medias de los factores latentes de la confianza social y política en los diferentes años. Los resultados muestran una estabilidad de la confianza social y política durante el periodo estudiado, a excepción del 2004 con un mayor nivel de confianza política, y del 2006 con un nivel más elevado de confianza social. Finalmente, se compara esta medida con la media compuesta tradicional, demostrando la inexactitud de esta última para la comparación entre grupos.

Citation

Coromina, L. (2015). «Importance of Measurement Invariance of Trust over Time. The Spanish Case». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 149: 31-42. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.149.31>)

INTRODUCTION

Currently in social sciences there is widespread study of complex concepts for different evaluation purposes. The measurement of social trust and political trust is an example of this, where studies can be found in different academic fields (politics, sociology, economics, etc.). This article is focused on the measurement of social and political trust and its adequate comparison over time.

Most articles addressing these types of trust focus on their relationship with behavioural outcomes, such as civic or political participation (Allum *et al.*, 2010a; Meulemann and Billiet, 2012), or socio-cultural outcomes (Denters *et al.*, 2007; Newton, 2001; Torcal *et al.*, 2005). Thus, the main emphasis is placed on the structural component of the relationship between trust and its relevant causal factors.

However, less attention has been devoted to the measurement of trust as a complex concept (Meredith, 1993; Reeskens and Hooghe, 2008). The main purpose of this article is to develop an adequate measurement of social and political trust concepts in order to a) obtain a more reliable way of measuring trust other than the one traditionally used; and to b) be able to make an appropriate comparison across previously determined groups at different points in time.

The measurement of a concept of interest will be more reliable if more than one item is used. In this case the concepts under consideration are social and political trust. Using a single indicator for measuring a complex concept such as trust would result in lower measurement quality (Saris and Batista Foguet, 2010).

An adequate level of comparability across different groups can be achieved if the concept of interest is understood in the same manner for the different groups of individuals. In this specific case, whether the concepts of trust are equally understood at dif-

ferent points in time. To ensure a good level of comparability, measurement invariance (Ariely and Davidov, 2012; Davidov *et al.*, 2011; Reeskens and Hooghe, 2008) of the concepts of interest, social and political trust, is necessary. Measurement invariance also makes it possible to break down the information across groups in terms of the relationships of each item of the concept of interest, and the analysis of the means for the concepts of interest.

Measurement invariance is of importance because if it is not taken into account, comparisons across groups may result in an inaccurate representation of the concepts of interest. Traditional measurement based on a single item or aggregation of items does not take measurement invariance into account, which might lead to incorrect interpretation of citizens' opinions, false information and erroneous decisions related to social and political trust, with final consequences for decision makers. Traditional measurement, without considering invariance, will be compared here to measurement with random error in responses, and some suggestions will be made.

The next section is devoted to the theory for the use of social and political trust components. It is followed by the data and method section. Afterwards the results of the model are shown and a comparison with traditional methods is provided. Finally, conclusions and recommendations for use of the methodology are discussed.

THEORETICAL FRAMEWORK

Trust among citizens is known as social, generalised or interpersonal trust. Fukuyama (1995:27) defined trust as "the expectation that arises within a community of regular, honest, and cooperative behaviour, based on commonly shared norms, on the part of other members of the community." Thus, social trust can be understood from an axiomatic

point of view, where individual A trusts B to do X (Hardin, 1992; Levi, 1998:174). Therefore, trust is the knowledge or the belief that a person will act in a certain way, namely as others would, and as expected. It is also known as a good indicator of the confidence of society and individual characteristics of its members.

This confidence is based on norms of reciprocity between citizens (Putnam, 2000; Putnam, 1993). The aggregate level of a society that is based on generalised reciprocity is more efficient than a mistrustful society, i.e. a society with a lower level of social trust. Therefore, the level of social or generalised trust is important for reducing problems in collective action at the level of the community or society (Putnam, 2000). At societal level, trust is required to maintain a social climate of cooperation, facilitate collective behaviour, and foster a sense of the public interest (Zmerli *et al.*, 2007).

Political trust is defined as the trust between citizens and political elites or institutions (Newton, 2007). It is essential for high-level decision making in institutions, especially in those of a political nature, for those involved to know the opinions of citizens regarding their activity. Such information might help in taking decisions or action about possible changes at higher or lower levels that affect citizens. Embedded in society, political trust is necessary for a stable and democratic political climate. The level of political trust is synonymous with legitimacy concerning political decisions which affect individuals, groups or institutions. This confidence in political institutions is correlated with a number of positive behaviours, beliefs, and attitudes (Newton, 2001; Newton, 2007).

Clearly, social and political trust have different outcomes in society; however, they are not completely unrelated. Social trust alone is not sufficient to maintain a stable democracy; rather, a long-term commitment to democratic political institutions is necessary

in order to maintain the political system (Inglehart, 1999). The relationship between these two types of trust means that individuals within a society are willing to make positive evaluations of their fellow citizens and also at a higher level, such as political institutions (Hardin, 1999). Social and political trust operating together may reduce transaction costs, by reducing the economic and social necessity for contracts, legal frameworks, regulations, and other forms of coercive state authority (Hardin, 1999).

The evolution of trust in society has an impact on the level of democracy in the different countries. A decline in political trust in western democracies has been observed and analysed in recent years (Zmerli and Hooghe, 2011; Hetherington, 1998; Newton, 2006). The decline in political trust in western democracies is a result of higher political sophistication and cognitive mobilisation of citizens, who therefore tend to raise the expectations they have of their government. There are several theories which have attempted to explain the recent and continuous decline in political trust. Some of them rely on perceptions of policy performance and political outcomes; others focus on expectations, in the sense that political trust would tend to be higher when citizen's expectations and policy outputs are congruent (Rudolph and Evans, 2005).

In this paper a connection will be established between the effects of these variables observed in studies on declining trust and political and social trust in Spain over different years before the 2008 crisis. Trust in Spanish society has been studied before (Torcal *et al.*, 2005; Torcal, 2010); however, the use of this methodology to study the measurement of trust over time has not been sufficiently researched.

The measurement of social trust (Freitag and Bauer, 2013; Zmerli and Newton, 2008), political trust (Zmerli and Hooghe, 2011; Feldman, 1983; Hetherington, 1998; Marien,

2011), as well as the measurement of, and the relationship between, the two concepts of trust (Saris and Batista Foguet, 2010) have already been studied. The contribution made by this article is the measurement of social trust and political trust, which are, by definition, complex concepts, in the years preceding the crisis in Spain.

DATA AND METHODS

The data were obtained from the sample of Spanish citizens in the European Social Survey (ESS). The total sample size was 7078 Spanish citizens, distributed for the different time periods as follows: 1521 respondents in 2002; 1540 respondents in 2004; 1733 respondents in 2006; 2284 respondents in 2008.

As mentioned above, a single indicator or a single question has been widely used to measure the concept of trust in sociological research (Delhey and Newton, 2005; Freitag and Bühlmann, 2009). However, this might be problematic, not only from a theoretical point of view but also from a methodological perspective. It is known that the quality of a measurement is higher when using multiple indicators for a single construct, than it is when using a single indicator (Saris and Gallhofer, 2007; Batista Foguet and Coenders, 2000), and thus the use of more than one indicator is recommended.

The use of several indicators for measuring trust has been applied using exploratory factor analysis (Torcal and Montero, 1999), and ordinal least squares regression methods (Anderson and Guillory, 1997), among others. However, these traditional procedures use factors created from a direct aggregation—sum scores—of observed indicators, which can be problematic when comparisons of the same concepts are evaluated. This is due to the fact that those methods do not take into account factor invariance, and consequently the meaning of the concepts is the same across groups.

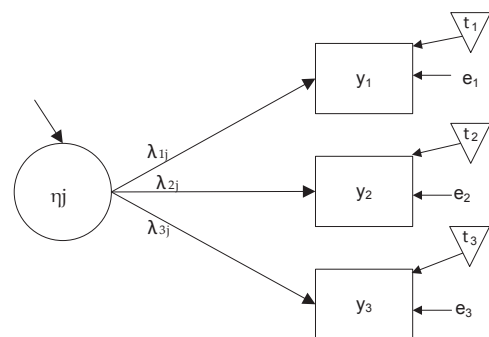
The use of Confirmatory Factor Analysis (CFA), however, addresses the problems posed by those methods. CFA (Brown, 2006) is a concrete model of the structural equation modelling (SEM) approach (Bollen, 1989; Byrne, 2012; Kline, 2011). From this perspective, the concept of interest (in this case, political and social trust) is seen as a latent construct represented by theoretically relevant indicators. This method allows measurement error to be taken into account and a comparable mean for the latent factor to be obtained.

Figure 1 shows a general CFA model for a single latent construct for which the typical formula is:

$$y_i = \tau_i + \lambda_{ij}\eta_j + e_i \quad (1)$$

where y_i is the observed indicator, τ_i is the intercept of each observed indicator, η_j is the latent variable, λ_{ij} is the factor loading from the j latent variable to y_i , and e_i is the random error for the responses or error variance. Covariances between the latent variable (η_j) and the error variance (e_i) or among the error variances themselves are constrained to zero.

FIGURE 1. Generalisation of CFA models



For comparative purposes, CFA can be estimated for different groups. In this case the method used is known as Multiple-Group Confirmatory Factor Analysis (MG-CFA).

MGCFA was used for different purposes: firstly, as a means of identifying several sub-dimensions of trust, and secondly, as a means of more accurately describing the development of individual attitudes (social and political trust) than is the case when simple distributional characteristics over time are presented.

To ensure a suitable level of comparability using MGCFA, measurement invariance of components is required (Ariely and Davidov, 2012; Davidov *et al.*, 2011; Reeskens and Hooghe, 2008), which means that the latent factors of interest are understood in the same way by the different groups. There are different types of measurement invariance, according to the level of comparison the researcher is interested in. These are:

a) Configural invariance (pattern invariance), which only requires the same model structure across groups. It is the least restrictive type. If configural invariance holds, the model structure is the same for each group.

b) Metric invariance (weak invariance) constrains factor loadings (λ_{ij}) to be equal across groups. If metric invariance holds, relationships between the latent construct and reflective indicators are interpreted in the same manner across groups.

c) Scalar invariance not only constrains model structure and loadings (λ_{ij}) to be invariant across groups, but intercepts (τ_i) are also constrained to be equal across groups. If scalar invariance holds, the means (κ) of the latent factor can be compared across different groups because the meaning of the concept is the same across all groups.

If invariance does not hold for constrained parameters, comparisons are still possible if partial measurement invariance (Byrne, Shavelson, & Muthén, 1989) holds. In this case, equalities are required for some but not all factor loadings or intercepts (Brown, 2006; Saris and Gallhofer, 2007).

Invariance was tested using MGCFA within a structural equation modelling (SEM) approach. Mplus 6.1 (Muthén and Muthén, 1998-2010) was used for the analyses.

In summary, time periods are considered as groups, which permits a longitudinal comparison while using MGCFA and ensures that the latent constructs have the same meaning over time.

COMPONENTS OF SOCIAL AND POLITICAL TRUST

Different measures of social trust are used to better reflect the latent construct. The use of several concepts for explaining social trust measurement using MGCFA is found in sociological research (Allum *et al.*, 2010a; Allum *et al.*, 2010b; Reeskens and Hooghe, 2008). In this article, social trust is evaluated as a latent factor with three reflective indicators from the ESS for four time periods. Social trust indicators are: people's trust (*Generally speaking, would you say that most people can be trusted, or that you can't be too careful in dealing with people? Please tell me on a score of 0 to 10, where 0 means "you can't be too careful" and 10 means that "most people can be trusted"*), people's fairness (*Do you think that most people would try to take advantage of you if they got the chance, or would they try to be fair? Please tell me on a score of 0 to 10, where 0 means "most people would try to take advantage of me" and 10 means that "most people would try to be fair"*), and people's helpfulness (*Would you say that most of the time people try to be helpful or that they are mostly looking out for themselves? Please tell me on a score of 0 to 10, where 0 means that "people mostly look out for themselves" and 10 means that "people mostly try to be helpful"*).

Political trust measurement has been employed by several authors, using different indicators (Rothstein and Stolle, 2002; Torney-Purta *et al.*, 2004). Questions for political

trust, which are the same for all four periods under review, were obtained from the ESS as follows: “... on a score of 0 (not trust an institution at all) to 10 (complete trust) how much do you personally trust each of the institutions?” This concerns the [country’s] parliament, the legal system and politicians. Thus, political trust is a combination of confidence in the national parliament, confidence in the legal system and confidence in politicians.

Both social trust and political trust are measured as latent factors with three reflective indicators, respectively. The estimated MGCFA model is shown in Figure 2, where covariance between both latent factors is represented as $\phi_{1,2}$.

RESULTS

This section shows the results from the MGCFA method used to study differences in trust over time in Spain. The latent factor

means were obtained and the differences in trust adequately compared over a specific time period. In order to obtain the suitable model, fit indices for the different levels of measurement invariance were used. At the end of the section, traditional sum score means are calculated. A comparison between the two methods will be shown, followed by a discussion of the accuracy of measurement.

Table 1 shows parameter estimates and fit measures for different levels of measurement invariance over time (2002, 2004, 2006 and 2008).

Regarding the configural invariance (M1 in Table 1) estimation, all λ_{ij} and τ_i estimates are statistically significant and positively different from zero (estimations not shown for simplification purposes). For all MGCFA estimations, “people trust” and “confidence in parliament” loadings were constrained to 1 for model identification reasons.

FIGURE 2. CFA model for Political and Social Trust

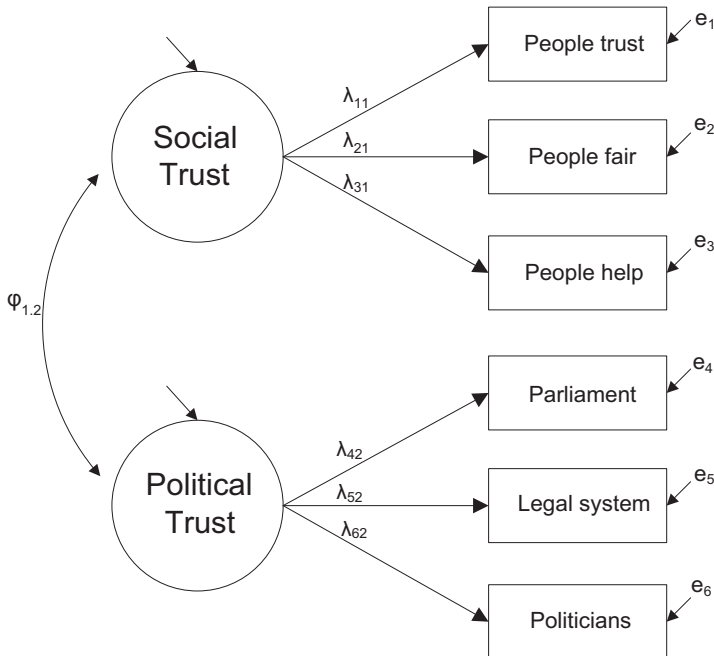


TABLE 1. Invariance tests for Trust in Spain

	M1 Configural	M2a Metric	M2b Metric	M3a Scalar	M3b Scalar
$\lambda_{prl,Pol}$	***	1	1	1	1
$\lambda_{lgl, Pol}$	***	.978	1	1	1
$\lambda_{polit,Pol}$	***	.948	.959	.958	.957
$\lambda_{conf,Soc}$	***	1	1	1	1
$\lambda_{just,Soc}$	***	.848	.848	.848	.848
$\lambda_{ajuda,Soc}$	***	.768	.768	.767	.767
τ_{prl}	***	***	***	4.827	4.891
					4.696 (2004)
τ_{lgl}	***	***	***	4.420	4.315
					4.866 (2006)
τ_{polit}	***	***	***	3.383	3.405
τ_{tonf}	***	***	***	4.930	4.930
τ_{fust}	***	***	***	5.274	5.274
τ_{ajuda}	***	***	***	4.385	4.385
Bondad de ajuste					
χ^2	76.374	92.232	93.371**	210.810	125.267
df	32	44	45	57	55
p-valor	.000	.000	.000	.000	.000
CFI	.995	.995	.995	.984	.993
TLI	.991	.993	.993	.983	.992
RMSEA	.028 (.020;.036)	.025 (.017;.032)	.025 (.017;.032)	.039 (.033;.045)	.027 (.021;.033)
SRMR	.019	.022	.022	.029	.024
MI;EPC Especif.				2006 τ_{lgl} 2004 τ_{prl}	

*** Different estimates for each group.

** χ^2 Diff test M2a and M2b: 2.169 with 1 df; p value=.141

Fit measures were used to test the adequacy of model estimations. Chi-square (χ^2), root mean square error of approximation (RMSEA), and standardised root mean square residual (SRMR) are indices to evaluate the overall fit of the model. Model fit is acceptable if SRMR is .09 or lower and RMSEA is .06 or lower (Hu & Bentler, 1999). Incremental indices are the comparative fit index (CFI) and Tucker-Lewis index (TLI), where indices of .95 or higher indicate acceptable model fit (Hu & Bentler, 1999). These measurements were combined with the examination of Modification Indices (MI), Expected Parameter Change (EPC), and power of the

test for possible path misspecification, following the procedure laid down by Saris, Satorra, & Van der Veld (2009).

Fit measures for M1 estimation are acceptable ($\chi^2 = 76.374$ with 32 degrees of freedom (df), p value=.000; CFI = .995; TLI = .995; RMSEA = .028 (Confidence Interval, CI: .020, .036); SRMR =.019). MI and EPC did not suggest any additional model modification. Configural invariance holds, which means that model structure is the same over time and social and political trust factors correctly reflect their indicators. This means that political trust is composed of “trust in parliament”, “trust in the legal system”, and

“trust in politicians” for all four time periods in Spain. In the same way, social trust is composed of the items “people’s trust”, “people’s fairness” and “people’s helpfulness” for all time periods in Spain.

In the metric invariance estimations model (M2a Metric in Table 1), all factor loadings are statistically significant and invariant across time. The model estimated has good fit according to different goodness-of-fit indices: $\chi^2= 92.232$ with 44 df, p value=.000; CFI = .995, TLI = .993, RMSEA =.025 (CI 90%: .017; .032) and SRMR = .022. MI and EPC do not show any plausible misspecification path.

Estimated factor loadings for social trust reflect the latent factor reasonably well. The factor loading “people’s trust” had the highest score (1), while “people’s helpfulness” had the lowest (.768). Factor loadings for political trust are similar, the highest being “trust in national parliament” (1) and the lowest being “politicians” (.948). These results might suggest that reflective indicators for political trust are tau-equivalent due to the similarity. The χ^2 difference test for nested models showed that the tau-equivalence for political trust model M2a is rejected. However, the χ^2 difference test showed the equality in factor loadings for “national parliament” and “legal system”. The results are presented in Table 1 (M2b metric), where goodness of the model fit hardly varies from M2a.

Since metric invariance holds, this means that the relationship between the estimated social and political latent factors and their items are invariant across time. Therefore the comparison is appropriate.

Table 1 (Model 3a Scalar) shows the scalar invariance estimation, where fit indices (CFI, TLI, RMSEA and SRMR) are acceptable. However, inspection of MI, EPC and power of the test (Saris *et al.*, 2009) showed model misspecifications for the intercept in “legal system” in 2006 ($\tau_{lg(2006)}$) and the intercept in “national parliament” in 2004 ($\tau_{prl2004}$).

A two-step procedure was conducted, so that first one intercept was unconstrained and the model estimated, then the other intercept unconstrained and the model estimated with the resulting model M3b scalar in Table 1. The goodness-of-fit for the model is acceptable according to fit measures. Thus, since partial scalar invariance holds, means for the latent constructs social and political trust can be compared over time.

Table 2 (κ_{M3b}) shows the latent means for social and political trust from model M3b in Table 1. Latent means estimates are “a-dimensional”; consequently, a latent mean equal to 0 is used in the first group (year 2002).

This shows that political trust was stable, with no statistically significant differences over time, except in 2004 when political trust

TABLE 2. Latent means for Political and Social Trust in Spain

$(\kappa_{M3b}) \kappa_i$ in model M3b for latent factors				
	2002	2004	2006	2008
Political Trust	0	.361*	.118	.034
Social Trust	0	-.072	.189*	.035
Composite score means				
	2002	2004	2006	2008
Political Trust	4.21	4.50	4.51	4.23
Social Trust	4.87	4.78	5.02	4.91

* p value <.001

significantly increased. This indicates that, on average, Spanish citizens' perspective on political trust in 2004 was .36 units higher than in the other periods. A similar interpretation can be undertaken for social trust, where the period 2002–2004 remains stable, with no statistically significant differences. As a result, social trust increased significantly in 2006, and finally in 2008 declined to 2002 levels.

Results are in agreement with previous research (Hardin, 1999; Saris and Batista Foguet, 2010), and correlations between social and political trust are positive and significant. The correlation between social and political trust is equal to .36 in 2002, .40 in 2004, .40 in 2006, and .45 in 2008. Results indicate that the more Spanish citizens rely on others, the more confidence they have in political institutions. Moreover, this relationship between social and political trust becomes stronger over time, with an increase from .36 in 2002 to .45 in 2008.

Traditional measurement and its comparison with latent means measurement.

Traditionally, when several items existed that were related amongst themselves, composite means were usually computed as the mean average of observed indicators.

Composite score is a widely used measure for comparative purposes, and it is especially problematic. This measure does not test for measurement invariance, which means that the concept of interest may not be understood in the same way for the different groups. Lack of awareness in this regard in turn might result in different concepts being incorrectly compared.

Composite scores and latent means cannot be directly compared due to the differences of magnitude. However, comparison of social and political trust over time periods can be seen for both methods.

Table 2 (composite score means) shows composite means for social and political

trust over time in Spain. Results show substantial differences between both methods. Composite means for political trust show that the periods with higher trust are 2004 and 2006, with almost the same score; during these two periods no differences were found in political trust in Spain.¹ Political trust was lower for the years 2002 and 2008. When comparing both methods, the composite mean for political trust in 2006 is higher when composite scores were used, while it is lower and at the same level for 2002 and 2008 when latent means are used. The fact that the score in 2006 is significantly higher than 2002 and 2008 is not due to the political trust mean itself, but more to the increase in the intercept for legal system (M3b in Table 1). The issue is that the composite score cannot detect such variation because it does not differentiate between an indicator's intercepts and factor loadings as MGCFA does; moreover, it wrongly determined that in 2006 political trust was higher than in 2002 and 2008. It can be shown by using latent means that political trust in 2006 had already diminished. The more accurate latent means shows a reduction that could not be found with traditional composite means.

Composite means for social trust show that the highest years were 2006 and 2008, while the lowest was the year 2004. Comparing both methods, traditional composite means would incorrectly suggest that social trust in 2008 was still high, at the level of 2006; however, latent means detected that trust among Spanish citizens in 2008 diminished to the levels of 2002 and 2004. Thus, the negative trend for the latter years could not be detected without the use of MGCFA.

¹ Analysis for mean difference in the composite scores (one way Anova and pair comparison with post-hoc measures: HSD Tukey, Student–Newman–Keuls and Scheffé) illustrates (results not shown) that there is no difference between the years 2004 and 2006, and no difference between 2002 and 2008.

DISCUSSION

The main purpose of this article was to emphasise the use of an accurate method for comparison of complex concepts, particularly over time. Data have shown the consequences in the interpretation of social and political trust when an appropriate measurement method is not used. Results can only be trustworthy if a reliable and accurate method of measurement is employed.

By using Spanish data from the 2002–2008 period, it was identified that the trend in political and social trust was quite stable at the beginning of the century, before the economic and financial crisis. Political trust shows such stability, except for 2004, when an increase was observed, compared with other years. Additionally, it can be seen that “trust in parliament” declined in 2004 and “trust in the legal system” increased in 2006, compared with the other years.

Social trust was also found to be stable where citizens also understand the concept in the same way over time, as latent means are invariant for the different years, with the exception of 2006, when social trust increased.

It has been shown that the use of composite scores for group comparison might lead to different results. For instance, in 2006 the increase in trust was due to the perception of the legal system, and not due to general political trust, as the composite mean would seem to suggest.

Composite scores could be used accurately if scalar invariance holds; otherwise the means will exhibit bias. There are some reasons why it is desirable to use MGCFA analysis instead of traditional sum scores for comparison across groups. Firstly, measurement error is taken into account in MGCFA. Secondly, MGCFA has more accurate information, it differentiates the indicators' intercepts and factor loadings. Thirdly, measurement invariance can be determined and, if it holds, co-

rect comparisons across groups can be made. In this case, it is noticeable that the meaning of the latent factor “political trust” is measurement invariant over time. If this requirement were not fulfilled, no further comparison would be possible. It has been explained that the use of MGCFA (latent factor means) showed a decrease in trust, which made a difference from the traditional composite score, which wrongly showed that there was no decline in trust.

REFERENCIAS

- Allum, Nick. *et al.* (2010a). «Re-Evaluating the Links between Social Trust, Institutional Trust and Civic Association in Europe». In: Stilwell, J. *et al.* (eds.). *Spatial and Social Disparities. Understanding Population Trends and Processes*, vol. 2. London: Springer.
- ; Read, Sanna and Sturgis, Patrick (2010b). «Evaluating Change in Social and Political Trust in Europe Using Multiple Group Confirmatory Factor Analysis with Structured Means». In: Davidov, E.; Billiet, J. and Schmidt, P. (eds.). *Cross-Cultural Analysis. Methods and Applications*. London: Taylor & Francis.
- Anderson, Christopher J. and Guillory, Christine A. (1997). «Political Institutions and Satisfaction with Democracy: A Cross-National Analysis of Consensus and Majoritarian Systems». *The American Political Science Review*, 91(1): 66-81.
- Ariely, Gal and Davidov, Eldad (2012). «Assessment of Measurement Equivalence with Cross-National and Longitudinal Surveys in Political Science». *European Political Science*, 11: 367-377.
- Batista Foguet, Joan Manuel and Coenders, Germà (2000). *Modelos de Ecuaciones Estructurales: Modelos para el Análisis de Relaciones Causales*. Madrid: La Muralla.
- Bollen, Kenneth A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. New York: Wiley.
- Brown, Timothy A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY: Guilford Publications.
- Byrne, Barbara M. (2012). *Structural Equation Modeling with Mplus: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Routledge.

- ; Shavelson, Richard J. and Muthén, Bengt (1989). «Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance». *Psychological Bulletin*, 105(3): 456-466.
- Davidov, Eldad; Schmidt, Peter and Billiet, Jaak (2011). *Cross-Cultural Analysis: Methods and Applications*. New York, NY: Routledge Academic.
- Delhey, Jan and Newton, Kenneth (2005). «Predicting Cross-National Levels of Social Trust: Global Pattern or Nordic Exceptionalism?». *European Sociological Review*, 21(4): 311-327.
- Denters, B.; Gabriel, O. and Torcal, Mariano (2007). «Political Confidence in Representative Democracies. Sociocultural Vs. Political Explanations». In: Van Deth, J.; Montero, J. R. and Westholm, A. (eds.). *Citizenship and Involvement in European Democracies: A Comparative Analysis*. London: Routledge.
- Feldman, S. (1983). «The Measurement and Meaning of Trust in Government». *Political Methodology*, 341-354.
- Freitag, Markus and Bauer, Paul C. (2013). «Testing for Measurement Equivalence in Surveys. Dimensions of Social Trust across Cultural Contexts». *Public Opinion Quarterly*, 77: 24-44.
- and Bühlmann, Marc (2009). «Crafting Trust the Role of Political Institutions in a Comparative Perspective». *Comparative Political Studies*, 42(12): 1537-1566.
- Fukuyama, Francis (1995). *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. New York: The Free Press.
- Hardin, Russell (1992). «The Street-Level Epistemology of Trust». *Analyse and Kritik*, 14: 152-176.
- (1999). «Do We Want to Trust in Government?». In: Warren, M. E. (ed.). *Democracy and Trust*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hetherington, M. J. (1998). «The Political Relevance of Political Trust». *American Political Science Review*, 92(4): 791-808.
- Hu, Li and Bentler, Peter M. (1999). «Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives.» *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1): 1-55.
- Inglehart, Ronald (1999). «Trust, Well-Being and Democracy». In: Warren, M. E. (ed.). *Democracy and Trust*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kline, Rex B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: Guilford Press.
- Levi, Margaret (1998). «A State of Trust». In: Braithwaite, V. and Levi, M. (eds.). *Trust and Governance*. New York: Russell Sage Foundation.
- Marien, Sofie (2011). «Measuring Political Trust across Time and Space». In: Zmerli, S. and Hooghe, M. (eds.). *Political Trust: Why Context Matters*: ECPR Press.
- Meredith, William (1993). «Measurement Invariance, Factor Analysis and Factorial Invariance». *Psychometrika*, 58(4): 525-543.
- Meulemann, Bart and Billiet, Jaak (2012). «Measuring Attitudes toward Immigration in Europe: The Cross-Cultural Validity of the Ess Immigration Scales». *ASK. Research and Methods*, 21: 5-29.
- Muthén, Linda K. and Muthén, Bengt O. (1998-2010). *Mplus User's Guide. Sixth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Newton, Kenneth (2001). «Trust, Social Capital, Civil Society, and Democracy». *International Political Science Review*, 22(2): 201-214.
- (2006). «Political Support: Social Capital, Civil Society, and Political and Economic Performance». *Political Studies*, 54(4): 846-864.
- (2007). «Social and Political Trust». In: Dalton, R. J. and Klingemann, H. D. (eds.). *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford: Oxford University Press.
- Putnam, Robert D. (1993). *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York; London: Simon & Schuster.
- Reeskens, Tim and Hooghe, Marc (2008). «Cross-Cultural Measurement Equivalence of Generalized Trust. Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004)». *Social Indicators Research*, 85: 515-532.
- Rothstein, Bo and Stolle, Dietlind (2002). «How Political Institutions Create and Destroy Social Capital: An Institutional Theory of Generalized Trust». *98th Meeting of the American Political Science Association*. Boston.
- Rudolph, Thomas J. and Evans, Jillian (2005). «Political Trust, Ideology, and Public Support for Government Spending». *American Journal of Political Science*, 49(3): 660-371.

- Saris, Willem E. and Batista Foguet, Joan Manuel (2010). «Contactos sociales, confianza social y política en Europa. Medición y relaciones». In: Torcal, M. (ed.). *La ciudadanía europea en el siglo XXI: Estudio comparado de sus actitudes, opinión pública y comportamiento políticos*. Madrid: CIS.
- and Gallhofer, Irmtraud N. (2007). *Design, Evaluation, and Analysis of Questionnaires for Survey Research*. Hoboken, N.J.: Wiley-Interscience.
- ; Satorra, A. and Van der Veld, William (2009). «Testing Structural Equation Models or Detection of Misspecifications?». *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(4): 561-582.
- Torcal, Mariano (2010). *La ciudadanía europea en el siglo XXI: estudio comparado de sus actitudes, opinión pública y comportamiento políticos*. Madrid: CIS.
- and Montero, J. R. (1999). «Facets of Social Capital in New Democracies. The Formation and Consequences of Social Capital in Spain». In: Van Deth, J. W. et al. (eds.). *Social Capital and European Democracy*. London: Routledge.
- ; Morales, Laura and Pérez-Nievas, Santiago (2005). *España: Sociedad y política en perspectiva comparada*. Valencia: Tirant lo Blanch.
- Torney-Purta, Judith; Henry Barber, Carolynj and Klandler Richardson, Wendy (2004). «Trust in Government-Related Institutions among Adolescents in Six Countries». *Acta Politica*, 39(1): 380-406.
- Zmerli, Sonja and Hooghe, Marc (2011). *Political Trust. Why Context Matters*. Colchester: ECPR Press.
- and Newton, Kenneth (2008). «Social Trust and Attitudes toward Democracy». *Public Opinion Quarterly*, 72(4): 706-724.
- ; Newton, Kenneth and Montero, José Ramón (2007). «Trust in People, Confidence in Political Institutions, and Satisfaction with Democracy». In: Van Deth, J. W.; Montero, J. R. and Westholm, A. (eds.). *Citizenship and Involvement in European Democracies. A Comparative Analysis*. London: Routledge.

RECEPTION: May 5, 2013

REVIEW: June 14, 2014

ACCEPTANCE: September 25, 2014

Importancia de la invariancia de medida de la confianza a través del tiempo. El caso de España

*Importance of Measurement Invariance of Trust over Time.
The Spanish Case*

Lluís Coromina

Palabras clave

- Análisis comparado
- Análisis factorial
- Capital social
- Confianza
- Estudios longitudinales
- Medición
- Modelos matemáticos

Key words

- Comparative Analysis
- Factor Analysis
- Social Capital
- Trust
- Longitudinal Studies
- Measurement
- Mathematical Models

Resumen

La confianza social y política son, entre otros, factores clave del capital social. El artículo se basa en la precisión de su medida y su comparación a lo largo del tiempo. Se lleva a cabo un análisis factorial confirmatorio de grupos múltiples (AFCGM), teniéndose en cuenta diferentes niveles de invariancia de medida (configuracional, métrica y escalar). Se usan datos españoles de la Encuesta Social Europea entre el año 2002 y 2008. Se comparan las medias de los factores latentes de la confianza social y política en los diferentes años. Los resultados muestran una estabilidad de la confianza social y política durante el periodo estudiado, a excepción del 2004 con un mayor nivel de confianza política, y del 2006 con un nivel más elevado de confianza social. Finalmente, se compara esta medida con la media compuesta tradicional, demostrando la inexactitud de esta última para la comparación entre grupos.

Abstract

Social trust and political trust are, amongst others, key social capital factors. This paper examines the accuracy of their measurement and comparability across different time periods. Multiple-group confirmatory factor analysis (MGCFM) is performed and different levels of measurement invariance (configural, metric and scalar) are tested. Data used are from European Social Survey for the years 2002, 2004, 2006 and 2008, in relation to Spanish citizens. Factor means for social and political trust are compared across time in Spain. Political and social trust show stability across time, except in 2004 with a higher level of political trust and 2006 with a higher level of social trust in Spain. Comparison with traditional composite scores shows the inaccuracy of such measurement for data comparison across time. Finally, consequences of using inaccurate measurements, and methodological recommendations concerning model fit structural equation models are delineated.

Cómo citar

Coromina, L. (2015). «Importancia de la invariancia de medida de la confianza a través del tiempo. El caso de España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 149: 31-44. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.149.31>)

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

Lluís Coromina: Universidad de Girona | lluís.coromina@udg.edu

INTRODUCCIÓN

Actualmente, en las ciencias sociales existe el estudio generalizado de conceptos complejos para evaluar diferentes propósitos. La medida de la confianza social y la confianza política es un ejemplo del cual se pueden encontrar estudios en diferentes campos académicos (ciencia política, sociología, economía, etc.). Este artículo se basa en la medida de la confianza social y política y la comparación adecuada de estos conceptos a lo largo del tiempo.

La mayoría de los artículos que tratan esta tipología de confianza se enfocan en su relación con los resultados de la conducta de los ciudadanos, como la participación cívica o política (Allum *et al.*, 2010a; Meulemann y Billiet, 2012), o bien con los resultados socio-culturales (Denters *et al.*, 2007; Newton, 2001; Torcal *et al.*, 2005). Por lo tanto, la importancia principal de los estudios se sitúa en el componente estructural de la relación entre la confianza y sus factores causales relevantes.

Sin embargo, se ha dedicado menos atención a la medida específica de la confianza como un concepto complejo (Meredith, 1993; Reeskens y Hooghe, 2008). Por esta razón, el objetivo principal del presente artículo es aplicar una medida adecuada de los conceptos de confianza social y política con el fin de: a) obtener una medida más fiable en comparación con la forma tradicional de medida de la confianza, y b) obtener una comparación correcta de la confianza política y social en diferentes grupos previamente determinados, siendo en este artículo los grupos definidos como diferentes puntos en el tiempo.

La confianza social y la confianza política pueden ser entendidas como conceptos complejos de interés, los cuales serán más fiables si se miden con más de un indicador. En el caso de utilizarse un único indicador para la medida de un concepto complejo, como la confianza, llevaría a una calidad de

medida menor (Sarís y Batista Foguet, 2010).

Para llevar a cabo una comparación adecuada del concepto de interés entre diferentes grupos, es necesario que este concepto de interés se entienda de la misma manera en los diferentes grupos. En este caso concreto, se refiere a que los conceptos de confianza sean comprendidos de la misma forma en diferentes puntos en el tiempo. Para asegurar una comparabilidad adecuada, es necesaria la invariancia de medida (Ariely y Davidov, 2012; Davidov *et al.*, 2011; Reeskens y Hooghe, 2008) de los conceptos de interés, la confianza social y política. Dicha invariancia de medida también posibilita la descomposición de la información de los grupos, cómo son las relaciones de cada indicador con el concepto de interés y el análisis de las medias para estos conceptos de interés. La invariancia de medida es importante, dado que si no se tiene en cuenta, se puede obtener una representación inexacta de las comparaciones de los conceptos de interés entre los grupos. Por ejemplo, las medias tradicionales basadas en las puntuaciones compuestas miden el concepto de interés con un único ítem o agregación de ítems y no tienen en cuenta la invariancia de medida. Este hecho podría dar lugar a una interpretación incorrecta de las opiniones de los ciudadanos, una información falsa o decisiones erróneas relacionadas con la confianza social y política; con consecuencias para los responsables de tomar decisiones. En este artículo, las medidas tradicionales, las cuales no tienen en cuenta la invariancia, se compararán con las medidas que tienen en cuenta la invariancia y el error aleatorio de las respuestas.

La siguiente sección está dedicada a la teoría relacionada con la confianza social y política. Seguidamente, la sección de datos y método. Después, se muestran los resultados del modelo y de la comparación del método, teniendo en cuenta la invariancia, con el método tradicional. Por último, en las

conclusiones se aportan recomendaciones para una correcta comparación entre grupos.

MARCO TEÓRICO

La confianza entre los ciudadanos se conoce como confianza social, generalizada o interpersonal. Fukuyama (1995: 27) define la confianza como «la expectativa que surge dentro de una comunidad de comportamiento normal, honesto y cooperativo, basada en normas comúnmente compartidas por parte de otros miembros de la comunidad». Por lo tanto, la confianza social se puede entender desde un punto de vista axiomático, donde la persona A confía en B para hacer X (Hardin, 1992; Levi, 1998: 174). Como consecuencia, la confianza es el conocimiento o la creencia de que una persona va a actuar de una determinada manera, es decir, como otros quisieran y como se espera. Esto hace que sea usado como un buen indicador de la confianza de la sociedad y de las características individuales de sus ciudadanos. Tal confianza se basa en normas de reciprocidad entre los ciudadanos (Putnam, 2000; 1993) y en el nivel agregado de la sociedad, basada en la reciprocidad generalizada, la cual será más eficiente que otra sociedad desconfiada, es decir, con un nivel más bajo de confianza social. Por lo tanto, el nivel de confianza social o generalizada es importante para reducir los problemas de la acción colectiva a nivel de la comunidad o sociedad (Putnam, 2000). A nivel de la sociedad, se requiere la confianza para mantener un clima social de cooperación, facilitar el comportamiento colectivo y fomentar un sentido de interés público (Zmerli *et al.*, 2007).

Por lo que respecta a la confianza política en la sociedad, esta se define como la confianza entre los ciudadanos y las élites políticas o instituciones (Newton, 2007). Esta tipología de confianza es esencial para la toma de decisiones de alto nivel en las insti-

tuciones, sobre todo políticas, o para los responsables de conocer las opiniones de los ciudadanos respecto a sus actividades. Tal información podría ayudar a tomar decisiones sobre los posibles cambios o modificaciones de las acciones, en niveles más altos o más bajos, que afectan a los ciudadanos. Integrada en la sociedad, la confianza política es necesaria para mantener un clima político estable y democrático. El nivel de confianza política es sinónimo de legitimidad en relación a las decisiones políticas que afectan a los individuos, grupos o instituciones. Esta confianza, basada en las instituciones políticas, está correlacionada con una serie de comportamientos positivos, creencias y actitudes (Newton, 2001; 2007).

Claramente, la confianza social y política tienen aportaciones diferentes a la sociedad; sin embargo, estos dos tipos de confianza están relacionados positivamente. La confianza social por sí sola no es suficiente para mantener una democracia estable, sino que es necesario un compromiso a largo plazo de las instituciones políticas democráticas con el fin de mantener el sistema político (Inglehart, 1999). La relación entre los dos tipos de confianza significa que los individuos, dentro de una sociedad, que evalúan positivamente la confianza en sus conciudadanos, también evalúan positivamente la confianza en un nivel superior, tal como la confianza política (Hardin, 1999). El hecho de relacionar las dos tipologías de confianza reduce los costes de transacción mediante la reducción de la necesidad económica y social para los contratos, los marcos jurídicos, reglamentos y otras formas de autoridad coercitiva por parte del Estado (Hardin, 1999).

La evolución de la confianza en la sociedad tiene un impacto en la democracia de los países. La disminución de la confianza política en las democracias occidentales se ha estudiado en los últimos años (Zmerli y Hooghe, 2011; Hetherington, 1998; Newton, 2006). Tal disminución de la confianza política es el resultado de una sofisticación políti-

ca mayor y de una movilización cognitiva de los ciudadanos, lo que hace aumentar sus expectativas hacia el gobierno. Hay varias teorías que tratan de explicar la disminución reciente y continua de la confianza política. Algunas de ellas se basan en la percepción del rendimiento de las políticas y resultados políticos; otras se centran en las expectativas, en el sentido de que la confianza política tendería a ser mayor cuando existe una congruencia entre las expectativas de los ciudadanos y los resultados políticos (Rudolph y Evans, 2005).

La confianza en la sociedad española ha sido estudiada (Torcal *et al.*, 2005; Torcal, 2010), sin embargo, la medida de la confianza a lo largo del tiempo con la metodología de variables latentes no ha sido suficientemente tratada. Diferentes autores han estudiado la medida de la confianza social (Freitag y Bauer, 2013; Zmerli y Newton, 2008), la confianza política (Zmerli y Hooghe, 2011; Feldman, 1983; Hetherington, 1998; Marien, 2011), así como la relación entre las dos tipologías de confianza (Saris y Batista Foguet, 2010). La contribución de este artículo es la medida de la confianza social, la confianza política y la relación entre las dos tipologías de confianza, por definición conceptos complejos, a lo largo de los años previos a la crisis de 2008 en España.

DATOS Y MÉTODO

Los datos usados provienen de la muestra de ciudadanos españoles de la Encuesta Social Europea (ESE). El tamaño total de la muestra es de 7.078 ciudadanos españoles distribuidos en diferentes periodos de tiempo, de la siguiente manera: 1.521 encuestados en el año 2002; 1.540 encuestados en el 2004; 1.733 encuestados en el 2006; 2.284 encuestados en el 2008.

Como se ha comentado en relación a la medida, el uso de un único indicador o una sola pregunta ha sido ampliamente utilizado

para medir el concepto de la confianza en el campo de la investigación sociológica (Delhey y Newton, 2005; Freitag y Bühlmann, 2009). Sin embargo, esto podría ser problemático, no solo desde el punto de vista teórico, sino también metodológico. Se ha demostrado que la calidad de la medida de un conjunto de indicadores que forman un único constructo es mayor que el uso de un único indicador para medir un constructo (Saris y Gallhofer, 2007; Batista Foguet y Coenders, 2000) y, por lo tanto, se recomienda el uso de más de un indicador para las medidas complejas.

El uso de varios indicadores para la medida de la confianza se ha aplicado mediante análisis factorial exploratorio (Torcal y Montero, 1999), métodos de regresión de mínimos cuadrados ordinarios (Anderson y Guillory, 1997), entre otros. Sin embargo, estos procedimientos utilizan factores creados a partir de una agregación directa —suma las puntuaciones— de los indicadores observados, lo cual puede ser problemático cuando se requieren comparaciones de los mismos conceptos o constructos entre diferentes grupos. Esto se debe al hecho de que estos métodos no tienen en cuenta la invariancia del concepto, constructo o factor, es decir, que el significado de los conceptos puede que no sea el mismo entre los diferentes grupos.

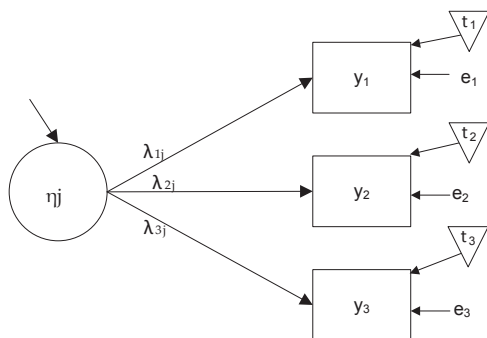
Para resolver esta problemática, se usa el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). El AFC (Brown, 2006) es un modelo concreto de modelos de ecuaciones estructurales (Bollen, 1989; Byrne, 2012; Kline, 2011). Desde esta perspectiva, el concepto de interés (en este caso, la confianza política y social) está definido como un constructo o factor latente representado por indicadores observados, los cuales deben ser adecuados a nivel teórico. Este método permite tener en cuenta el error de medida, obteniéndose una medida comparable para el factor latente.

La figura 1 muestra el modelo general del AFC para un único factor latente. La fórmula típica es:

$$y_i = \tau_i + \lambda_{ij}\eta_j + e_i \quad (1)$$

donde y_j es el indicador observado, τ_i es la constante de cada indicador observado, η_j es la variable latente, λ_{ij} es la saturación factorial de la variable latente j hacia y_i , y e_i es el error aleatorio de respuesta o la varianza de error. No existe covarianza entre la variable latente (η_j) y la varianza de error (e_i), ni covarianza entre las varianzas de error.

FIGURA 1. Generalización del modelo de AFC



A efectos comparativos, el AFC puede estimarse para los diferentes grupos, en este caso, el método a utilizar se conoce como Análisis Factorial Confirmatorio de Grupos Múltiples (AFCGM). El AFCGM se utiliza principalmente para dos propósitos: primero, como un medio de identificación de varias subdimensiones de la confianza; y el segundo, como un medio para describir más correctamente el desarrollo de las actitudes individuales, la confianza social y política.

Para una comparación adecuada entre grupos, el método requiere la existencia de la invariancia en sus componentes (Ariely y Davidov, 2012; Davidov *et al.*, 2011; Reeskens y Hooghe, 2008), lo que significa que los factores latentes de interés se interpretarán de la misma manera para los diferentes

grupos. Según el interés del investigador en el nivel de comparación, hay diferentes tipos de invariancia de medida. Estos son: a) la invariancia configuracional (patrón de invariancia), la cual únicamente requiere la misma estructura del modelo para todos los grupos, siendo la menos restrictiva; si se mantiene la invariancia configuracional, la estructura del modelo es la misma para cada grupo; b) la invariancia métrica (invariancia débil) restringe las saturaciones factoriales (λ_{ij}) a ser iguales para todos los grupos. Si la invariancia métrica se mantiene, las relaciones entre el constructo latente y los indicadores se interpretan de la misma manera para todos los grupos; c) la invariancia escalar no solo establece que la estructura del modelo y las saturaciones factoriales (λ_{ij}) sean invariantes para todos los grupos, sino que también las constantes (τ_i) del modelo lo deben ser. Cuando la invariancia escalar se mantiene, las medias (κ) del factor latente se pueden comparar entre los diferentes grupos.

En el caso de que la invariancia no se mantenga para todos los parámetros que se han restringido iguales, las comparaciones entre grupos son todavía posibles si existe la invariancia parcial de medida (Byrne, Shavelson y Muthén, 1989). Esto significa que algunas, pero no todas, de las saturaciones factoriales o las constantes deben ser iguales entre los grupos (Brown, 2006; Saris y Gallhofer, 2007). La invariancia se detecta mediante el AFCGM dentro del enfoque de modelos de ecuaciones estructurales. Para la realización de los análisis, se utiliza el programa Mplus 6.1 (Muthén y Muthén, 1998-2010).

En resumen, los periodos de tiempo serán considerados como grupos a comparar, por lo que se realizará una comparación longitudinal, y con el uso del AFCGM se asegurará una correcta comparación a lo largo del tiempo.

LOS COMPONENTES DE LA CONFIANZA SOCIAL Y POLÍTICA

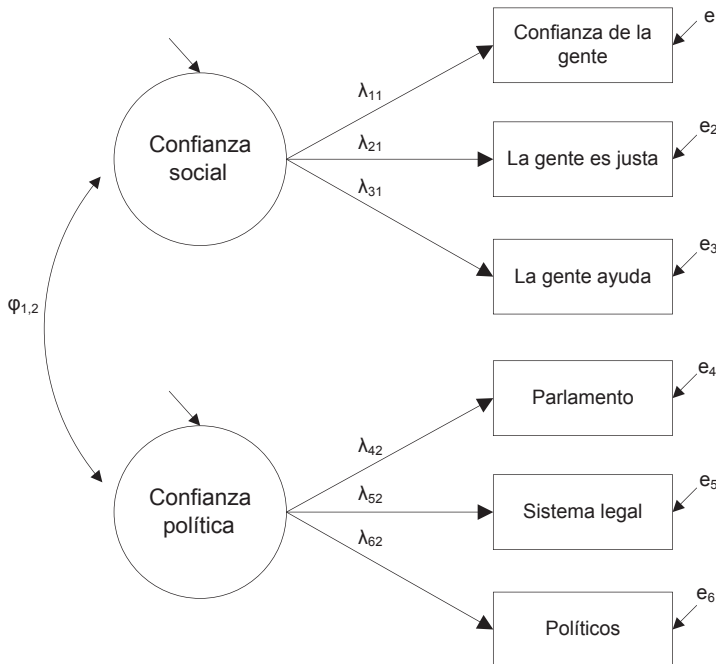
Para reflejar el constructo latente de la confianza social se utilizan diferentes indicadores. El uso de varios conceptos para explicar la medida de la confianza social mediante el AFCGM se encuentra en la investigación sociológica (Allum *et al.*, 2010a; 2010b; Reeskens y Hooghe, 2008). Por lo tanto, en este artículo, la confianza social se evalúa como un factor latente con tres indicadores, usando datos de la ESE para España en cuatro periodos de tiempo.

Los indicadores de la confianza social son: confianza de la gente (*En general, ¿diría usted que se puede confiar en la mayoría de la gente o que no se puede ser demasiado cuidadoso en el trato con la gente? Por favor, dígame en una puntuación de 0 a 10, donde 0 significa que «no se puede ser demasiado cuidadoso» y 10 significa que «se puede confiar en la mayoría de la gente»*); la gente es

justa (*¿Cree usted que la mayoría de la gente intentaría aprovecharse de usted si tuvieran la oportunidad, o tratarían de ser justos? Por favor, dígame en una puntuación de 0 a 10, donde 0 significa que «la mayoría de la gente intentaría aprovecharse de mí» y 10 significa que «la mayoría de la gente trataría de ser justa»*); y, la gente ayuda (*¿Diría usted que la mayoría de las veces las personas tratan de ayudar o que mayormente miran por sí mismos? Por favor, dígame en una puntuación de 0 a 10, donde 0 significa que «la gente en su mayoría miran por sí mismos» y 10 significa que «la gente en su mayoría tratan de ayudar»*).

La confianza política se ha medido utilizando diferentes indicadores (Rothstein y Stolle, 2002; Torney-Purta *et al.*, 2004). La pregunta usada se obtiene de la ESE para España y es la misma para los cuatro puntos en el tiempo estudiados. Esta es: «... en una puntuación de 0 (no se confía en la institu-

FIGURA 2. Modelo de AFC para confianza política y social



ción en absoluto) a 10 (total confianza), ¿cuánto usted personalmente confía en cada una de las instituciones?». Refiriéndose a los indicadores del Parlamento [del país], del sistema legal y de los políticos. Por lo tanto, la confianza política es una combinación de la confianza en el Parlamento nacional, en el sistema legal y en los políticos.

Tanto la confianza social como la confianza política se miden como factores latentes con los tres indicadores previamente descritos. El modelo estimado del AFCGM se muestra en la figura 2, donde $\varphi_{1,2}$ representa la covarianza entre ambos factores latentes.

RESULTADOS

En esta sección se muestran los resultados del método AFCGM, utilizado para estudiar las diferencias en la confianza a lo largo del tiempo en España. Con este método se obtienen las medias para cada factor latente y las diferencias de las medias latentes de la confianza se comparan a lo largo del tiempo. Con la finalidad de obtener el modelo adecuado, se utilizan índices de ajuste para los diferentes niveles de invariancia de medida. Al final de esta sección, también se calculan las medias de las puntuaciones compuestas, usando la metodología tradicional, y se muestra la comparación entre este método y el AFCGM.

TABLA 1. Invariancia de medida de la confianza en España

	M1 Configuracional	M2a Métrica	M2b Métrica	M3a Escalar	M3b Escalar
$\lambda_{prl,Pol}$	***	1	1	1	1
$\lambda_{lgl, Pol}$	***	,978	1	1	1
$\lambda_{polit,Pol}$	***	,948	,959	,958	,957
$\lambda_{conf,Soc}$	***	1	1	1	1
$\lambda_{just,Soc}$	***	,848	,848	,848	,848
$\lambda_{ajuda,Soc}$	***	,768	,768	,767	,767
τ_{prl}	***	***	***	4,827	4,891
τ_{lgl}	***	***	***	4,420	4,696 (2004)
τ_{polit}	***	***	***	3,383	4,315
τ_{tonf}	***	***	***	4,930	4,866 (2006)
τ_{fust}	***	***	***	5,274	3,405
τ_{ajuda}	***	***	***	4,385	4,930
Bondad de ajuste					
χ^2	76,374	92,232	93,371**	210,810	125,267
df	32	44	45	57	55
p-valor	,000	,000	,000	,000	,000
CFI	,995	,995	,995	,984	,993
TLI	,991	,993	,993	,983	,992
RMSEA	,028 (,020; ,036)	,025 (,017; ,032)	,025 (,017; ,032)	,039 (,033; ,045)	,027 (,021; ,033)
SRMR	,019	,022	,022	,029	,024
MI;EPC Especif.				2006 τ_{lgl} 2004 τ_{prl}	

*** Valores estimados diferentes para cada grupo.

** test χ^2 de diferencias M2a y M2b: 2,169 con 1 gl; p-valor=,141

La tabla 1 muestra las estimaciones de los parámetros y las medidas de ajuste para los diferentes niveles de la invariancia de medida a lo largo del tiempo (años 2002, 2004, 2006 y 2008).

La estimación de la invariancia configuracional (M1 en la tabla 1) muestra que todas las estimaciones, λ_{ij} y τ_i , son positivas y estadísticamente significativas (las estimaciones no se muestran por razones de simplificación). Para todas las estimaciones del AFCGM, las saturaciones factoriales de los indicadores «confianza de la gente» y de «confianza en el Parlamento» se fija el valor de 1 por razones de identificación del modelo.

La idoneidad de las estimaciones del modelo se basa en las medidas de bondad de ajuste. Los índices para evaluar el modelo en forma global son el Chi-cuadrado (χ^2), la raíz del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), y la raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR). El ajuste del modelo es aceptable si la SRMR es 0,09 o inferior y la RMSEA es 0,06 o inferior (Hu y Bentler, 1999).

Otros índices para la bondad del ajuste son los índices incrementales: el índice comparativo de ajuste (CFI) y el índice de Tucker-Lewis (TLI), donde un valor de 0,95 o superior para ambos índices indica un aceptable ajuste del modelo (Hu y Bentler, 1999). Todas estas medidas de ajuste se combinan con la comprobación de los índices de modificación (MI), el cambio esperado de los parámetros (EPC), y la potencia de la prueba para evaluar si existen relaciones incorrectamente especificadas en el modelo, siguiendo el procedimiento de Saris, Satorra y Van der Veld (2009).

Los índices de ajuste para la estimación del modelo M1 son aceptables ($\chi^2 = 76,374$ con 32 grados de libertad (gl), p-valor=,000; CFI = ,995; TLI = ,995; RMSEA = ,028 (intervalo de confianza, IC: ,020; ,036); SRMR = ,019). Los MI y EPC no sugieren ninguna modificación adicional del modelo. Por lo tanto, la invariancia configuracional se man-

tiene, lo que significa que la estructura del modelo es la misma a lo largo del tiempo y los factores, confianza social y política, reflejan correctamente sus indicadores. Es decir, la confianza política en España está compuesta, en todos los cuatro periodos de tiempo estudiados, por la confianza en el Parlamento, en el sistema legal y en los políticos. De la misma manera, la confianza social está compuesta, en todos los cuatro periodos de tiempo, por los indicadores de «confianza de la gente», «la gente es justa» y la «gente ayuda».

La estimación de la invariancia métrica (M2a Métrica en la tabla 1) muestra que todas las saturaciones factoriales son estadísticamente significativas e invariantes en el tiempo. El modelo tiene un ajuste aceptable de acuerdo con los índices de bondad de ajuste: $\chi^2 = 92,232$ con 44 gl, p-valor=,000; CFI = ,995, TLI = ,993, RMSEA = ,025 (IC del 90%: ,017; ,032) y SRMR = ,022. Los MI y EPC indican que las relaciones están bien especificadas.

Las saturaciones factoriales estimadas para la confianza social reflejan correctamente el factor latente, donde la saturación factorial de «confianza de la gente» tiene el valor más alto (1), mientras «la gente ayuda» obtiene la más baja (,768).

Las saturaciones factoriales para la confianza política son similares, la más alta es «confianza en el Parlamento nacional» (1) y la más baja «los políticos» (0,948). Estos resultados podrían sugerir que los indicadores de la confianza política son tau-equivalentes por su similitud en magnitud. La prueba χ^2 de la diferencia de modelos anidados rechaza la tau-equivalencia de la confianza política para el modelo M2a. Sin embargo, la prueba χ^2 muestra igualdad en las saturaciones factoriales de los indicadores «Parlamento nacional» y «sistema legal». Los resultados se muestran en la tabla 1 (M2b Métrica), donde la bondad del ajuste del modelo apenas varía del modelo M2a.

La invariancia métrica se mantiene, esto significa que la relación entre los factores de confianza social y confianza política y sus indicadores es invariante. Por lo tanto, su comparación a lo largo de los años estudiados será adecuada.

La estimación de la invariancia escalar se muestra en la tabla 1 (Modelo 3a Escalar), donde los índices de ajuste (CFI, TLI, RMSEA y SRMR) son aceptables. Sin embargo, la inspección de los MI, EPC y la potencia de la prueba (Saris *et al.*, 2009) muestran que existen relaciones mal especificadas para la constante en el indicador «sistema legal» en 2006 ($\tau_{Igl(2006)}$) y para la constante en «Parlamento nacional» en 2004 ($\tau_{prl2004}$). Esto requiere la modificación del modelo. Se utilizó un procedimiento en dos fases, primero una constante se dejó sin restricciones y el modelo fue estimado, luego la otra constante también se dejó sin restricciones y el modelo se estimó de nuevo. El resultado se muestra en el modelo M3b de la tabla 1. La bondad de ajuste del modelo es aceptable. Por lo tanto, dado que mantiene la invariancia escalar parcial, las medias para los factores latentes de la confianza social y política pueden ser comparadas a lo largo del tiempo.

La tabla 2 (κ_{M3b}) muestra las medias latentes para los constructos de la confianza social y política del modelo M3b de la tabla 1. Las estimaciones de las medias de los factores latentes son adimensionales, así se com-

paran las medias latentes con el valor 0, el cual se utiliza en el primer grupo (año 2002) como referencia.

Los resultados demuestran que la confianza política en ese periodo fue estable, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas, excepto en el año 2004, cuando la confianza política incrementó significativamente. Se muestra que, en promedio, la perspectiva de los ciudadanos españoles con respecto a la confianza política en 2004 fue 0,36 unidades mayor, en comparación con los otros periodos. En referencia a la confianza social, durante el periodo 2002-2004 se mantuvo estable, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas. Posteriormente, la confianza social se incrementó significativamente en 2006, y finalmente en 2008 se redujo a niveles del año 2002.

Los resultados están acordes con investigaciones anteriores (Hardin, 1999; Saris y Batista Foguet, 2010). El estudio de la correlación entre la confianza social y política muestra unos valores de 0,36 en 2002, 0,40 en 2004, 0,40 en 2006 y 0,45 en 2008. Los resultados muestran que los ciudadanos españoles que más confían en los demás también tienen más confianza en las instituciones políticas. Cabe destacar que a lo largo del tiempo la asociación entre la confianza social y política se intensifica, ascendiendo desde 0,36 en el año 2002 a 0,45 en el año 2008.

TABLA 2. Medias latentes para la confianza en España

$(\kappa_{M3b}) \kappa_i$ en el modelo M3b para factores latentes				
	2002	2004	2006	2008
Confianza política	0	,361*	,118	,034
Confianza social	0	-,072	,189*	,035
Medias de las puntuaciones compuestas				
	2002	2004	2006	2008
Confianza política	4,21	4,50	4,51	4,23
Confianza social	4,87	4,78	5,02	4,91

* p-valor <,001

La medida tradicional de la media compuesta y su comparación con la media latente

Tradicionalmente, cuando existen varios indicadores que están relacionados, las medias compuestas están, por lo general, calculadas como la media aritmética de dichos indicadores.

Las puntuaciones compuestas son una medida ampliamente utilizada para fines comparativos, aunque es especialmente problemática. Esta medida no requiere invariancia de medida, lo que significa que podría ser que el concepto de interés no fuera entendido de la misma manera para los diferentes grupos. Por lo tanto, si esta invariancia no es conocida, podría ser que se estuvieran comparando incorrectamente conceptos diferentes. Las medias de las puntuaciones compuestas y las medias latentes no pueden compararse directamente debido a sus diferencias de magnitud. Sin embargo, ambos métodos pueden analizar la comparación de la confianza social y política a lo largo de los periodos de tiempo analizados.

Las medias compuestas para la confianza social y política en España entre el año 2002 y 2008 se muestran en la tabla 2 (medias de las puntuaciones compuestas). Los resultados muestran diferencias sustanciales entre ambos métodos. Las medias compuestas para la confianza política muestran que los periodos de mayor confianza en España fueron 2004 y 2006, las diferencias entre estos años no fueron significativas¹. La confianza política fue menor para los años 2002 y 2008. Por lo tanto, comparando ambos métodos, se concluye que la media de las puntuaciones compuestas para la confianza política en el

año 2006 fue mayor cuando se utilizaron las puntuaciones compuestas, mientras que cuando se usaron las medias de los factores latentes, el valor fue inferior y al mismo nivel que los años 2002 y 2008.

El hecho de que la puntuación en 2006 fuera significativamente mayor que los años 2002 y 2008 no fue debido a la media de la confianza política en sí, sino al aumento de la constante para el indicador del «sistema legal» (M3b en la tabla 1). La media de la puntuación compuesta no detectó dicha variación, ya que no diferencia las constantes y las saturaciones factoriales de un indicador, como sí lo hace el método del AFCGM. Además, la media de la puntuación compuesta determina erróneamente que en el año 2006 la confianza política fue mayor que en los años 2002 y 2008. Se puede demostrar que, usando medias latentes, en el año 2006 la confianza política había disminuido. Por lo tanto, las medias latentes son más precisas, mostrando este declive de la confianza política, la cual no se podría haber encontrado usando las medias de las puntuaciones compuestas.

En referencia a la confianza social, las medias compuestas muestran que los años 2006 y 2008 fueron los años con una confianza superior, mientras que el año 2004 fue el año con una menor confianza social. Comparando este método con las medias latentes, según las medias compuestas la confianza social en 2008 era alta, al nivel del año 2006. Sin embargo, las medias latentes detectaron que la confianza social en el año 2008 disminuyó a los niveles de los años 2002 y 2004. Por lo tanto, la tendencia negativa que existió en los últimos años antes de la crisis no se pudo detectar sin el uso del AFCGM.

CONCLUSIONES

Este artículo enfatiza el uso de un método preciso para la comparación de conceptos complejos. Particularmente se han compara-

¹ El análisis de la diferencia de medias en las puntuaciones compuestas (Anova de un factor y la comparación a pares con las medidas post-hoc de Tukey HSD, Student-Newman-Keuls y Scheffé) ilustra (los resultados no se muestran) que no hay diferencia significativa entre los años 2004 y 2006, ni tampoco las hay entre 2002 y 2008.

do conceptos complejos a lo largo del tiempo. Se han mostrado las consecuencias cuando no se usa un método de medida adecuado, tanto sobre la inexactitud de los resultados obtenidos como en la interpretación, en este caso, de la confianza social y política.

Se ha mostrado que la confianza política y la social eran bastante estables antes de la crisis económica y financiera. La confianza política muestra estabilidad, a excepción del año 2004, donde existe un aumento en comparación con los otros años. Además, se puede observar un declive en la confianza en el Parlamento durante el año 2004, y un aumento de la confianza en el sistema legal durante el año 2006, en comparación con el resto de años. La confianza social muestra estabilidad, con la excepción del año 2006 cuando hubo un aumento de esta.

Se han mostrado los resultados obtenidos en la comparación entre grupos usando las medias de los factores latentes y el método tradicional de las medias de puntuaciones compuestas. Por ejemplo, en el año 2006, usando la media de puntuaciones compuestas, no se puede detectar que el aumento de la confianza no se debió a la confianza política en general, sino a la percepción del sistema legal. Por lo tanto, las medias de las puntuaciones compuestas se podrían utilizar con exactitud únicamente si la invariancia escalar se mantiene; de lo contrario existirá un sesgo en las medias obtenidas.

En el caso de la comparación entre grupos de interés, se enumeran algunas razones por las cuales es conveniente utilizar el AFCGM en lugar de las sumas de puntuaciones tradicionales. En primer lugar, el AFCGM tiene en cuenta el error de medida en el modelo. En segundo lugar, proporciona información más precisa, diferenciando las constantes y saturaciones factoriales de los indicadores del factor latente. En tercer lugar, puede determinar la invariancia de medida y, si esta se mantiene, se pueden llevar a cabo comparaciones adecuadas entre los

grupos de interés. En este artículo, se ha identificado el factor latente de la confianza como invariante a lo largo del tiempo; sin el cumplimiento de este requisito, una comparación a lo largo del tiempo no sería exacta ni fiable. Por ejemplo, el uso del AFCGM mostró una disminución de la confianza política, comportando una diferencia con las medias de las puntuaciones compuestas que erróneamente no mostraron dicha disminución.

REFERENCIAS

- Allum, Nick. *et al.* (2010a). «Re-Evaluating the Links between Social Trust, Institutional Trust and Civic Association in Europe». En: Stilwell, J. *et al.* (eds.). *Spatial and Social Disparities. Understanding Population Trends and Processes*, vol. 2. London: Springer.
- ; Read, Sanna y Sturgis, Patrick (2010b). «Evaluating Change in Social and Political Trust in Europe Using Multiple Group Confirmatory Factor Analysis with Structured Means». En: Davidov, E.; Billiet, J. y Schmidt, P. (eds.). *Cross-Cultural Analysis. Methods and Applications*. London: Taylor & Francis.
- Anderson, Christopher J. y Guillory, Christine A. (1997). «Political Institutions and Satisfaction with Democracy: A Cross-National Analysis of Consensus and Majoritarian Systems». *The American Political Science Review*, 91(1): 66-81.
- Ariely, Gal y Davidov, Eldad (2012). «Assessment of Measurement Equivalence with Cross-National and Longitudinal Surveys in Political Science». *European Political Science*, 11: 367-377.
- Batista Foguet, Joan Manuel y Coenders, Germà (2000). *Modelos de Ecuaciones Estructurales: Modelos para el Análisis de Relaciones Causales*. Madrid: La Muralla.
- Bollen, Kenneth A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. New York: Wiley.
- Brown, Timothy A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY: Guilford Publications.
- Byrne, Barbara M. (2012). *Structural Equation Modeling with Mplus: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Routledge.

- ; Shavelson, Richard J. y Muthén, Bengt (1989). «Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance». *Psychological Bulletin*, 105(3): 456-466.
- Davidov, Eldad, Schmidt, Peter y Billiet, Jaak (2011). *Cross-Cultural Analysis: Methods and Applications*. New York, NY: Routledge Academic.
- Delhey, Jan y Newton, Kenneth (2005). «Predicting Cross-National Levels of Social Trust: Global Pattern or Nordic Exceptionalism?». *European Sociological Review*, 21(4): 311-327.
- Denters, B.; Gabriel, O. y Torcal, Mariano (2007). «Political Confidence in Representative Democracies. Sociocultural Vs. Political Explanations». En: Van Deth, J.; Montero, J. R. y Westholm, A. (eds.). *Citizenship and Involvement in European Democracies: A Comparative Analysis*. London: Routledge.
- Feldman, S. (1983). «The Measurement and Meaning of Trust in Government». *Political Methodology*, 341-354.
- Freitag, Markus y Bauer, Paul C. (2013). «Testing for Measurement Equivalence in Surveys. Dimensions of Social Trust across Cultural Contexts». *Public Opinion Quarterly*, 77: 24-44.
- y Bühlmann, Marc (2009). «Crafting Trust the Role of Political Institutions in a Comparative Perspective». *Comparative Political Studies*, 42(12): 1537-1566.
- Fukuyama, Francis (1995). *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. New York: The Free Press.
- Hardin, Russell (1992). «The Street-Level Epistemology of Trust». *Analyse and Kritik*, 14: 152-176.
- (1999). «Do We Want to Trust in Government?». En: Warren, M. E. (ed.). *Democracy and Trust*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hetherington, M. J. (1998). «The Political Relevance of Political Trust». *American Political Science Review*, 92(4): 791-808.
- Hu, Li y M. Bentler, Peter (1999). «Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives.» *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1): 1-55.
- Inglehart, Ronald (1999). «Trust, Well-Being and Democracy». En: Warren, M. E. (ed.). *Democracy and Trust*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kline, Rex B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: Guilford Press.
- Levi, Margaret (1998). «A State of Trust». En: Braithwaite, V. y Levi, M. (eds.). *Trust and Governance*. New York: Russell Sage Foundation.
- Marien, Sofie (2011). «Measuring Political Trust across Time and Space». En: Zmerli, S. y Hooghe, M. (eds.). *Political Trust: Why Context Matters*: ECPR Press.
- Meredith, William (1993). «Measurement Invariance, Factor Analysis and Factorial Invariance». *Psychometrika*, 58(4): 525-543.
- Meulemann, Bart y Billiet, Jaak (2012). «Measuring Attitudes toward Immigration in Europe: The Cross-Cultural Validity of the Ess Immigration Scales». *ASK. Research and Methods*, 21: 5-29.
- Muthén, Linda K. y Muthén, Bengt O. (1998-2010). *Mplus User's Guide. Sixth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Newton, Kenneth (2001). «Trust, Social Capital, Civil Society, and Democracy». *International Political Science Review*, 22(2): 201-214.
- (2006). «Political Support: Social Capital, Civil Society, and Political and Economic Performance». *Political Studies*, 54(4): 846-864.
- (2007). «Social and Political Trust». En: Dalton, R. J. y Klingemann, H. D. (eds.). *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford: Oxford University Press.
- Putnam, Robert D. (1993). *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York; London: Simon & Schuster.
- Reeskens, Tim y Hooghe, Marc (2008). «Cross-Cultural Measurement Equivalence of Generalized Trust. Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004)». *Social Indicators Research*, 85: 515-532.
- Rothstein, Bo y Stolle, Dietlind (2002). «How Political Institutions Create and Destroy Social Capital: An Institutional Theory of Generalized Trust». *98th Meeting of the American Political Science Association*. Boston.
- Rudolph, Thomas J. y Evans, Jillian (2005). «Political Trust, Ideology, and Public Support for Government Spending». *American Journal of Political Science*, 49(3): 660-371.

- Saris, Willem E. y Batista Foguet, Joan Manuel (2010). «Contactos sociales, confianza social y política en Europa. Medición y relaciones». En: Torcal, M. (ed.). *La ciudadanía europea en el siglo XXI: Estudio comparado de sus actitudes, opinión pública y comportamiento políticos*. Madrid: CIS.
- y Gallhofer, Irmtraud N. (2007). *Design, Evaluation, and Analysis of Questionnaires for Survey Research*. Hoboken, N.J.: Wiley-Interscience.
- ; Satorra, A. y Van der Veld, William (2009). «Testing Structural Equation Models or Detection of Misspecifications?». *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(4): 561-582.
- Torcal, Mariano (2010). *La ciudadanía europea en el siglo XXI: estudio comparado de sus actitudes, opinión pública y comportamiento políticos*. Madrid: CIS.
- y Montero, J. R. (1999). «Facets of Social Capital in New Democracies. The Formation and Consequences of Social Capital in Spain». En: Van Deth, J. W. et al. (eds.). *Social Capital and European Democracy*. London: Routledge.
- ; Morales, Laura y Pérez-Nievas, Santiago (2005). *España: Sociedad y política en perspectiva comparada*. Valencia: Tirant lo Blanch.
- Torney-Purta, Judith; Henry Barber, Carolynj y Klandl Richardson, Wendy (2004). «Trust in Government-Related Institutions among Adolescents in Six Countries». *Acta Politica*, 39(1): 380-406.
- Zmerli, Sonja y Hooghe, Marc (2011). *Political Trust. Why Context Matters*. Colchester: ECPR Press.
- y Newton, Kenneth (2008). «Social Trust and Attitudes toward Democracy». *Public Opinion Quarterly*, 72(4): 706-724.
- ; Newton, Kenneth y Montero, José Ramón (2007). «Trust in People, Confidence in Political Institutions, and Satisfaction with Democracy». En: Van Deth, J. W.; Montero, J. R. y Westholm, A. (eds.). *Citizenship and Involvement in European Democracies. A Comparative Analysis*. London: Routledge.

RECEPCIÓN: 05/05/2013

REVISIÓN: 14/06/2014

APROBACIÓN: 25/09/2014

