Check for updates

Research article / *Artículo de investigación*

PsyEcology: Bilingual Journal of Environmental Psychology / Revista Bilingüe de Psicología Ambiental
2024, Vol. 15(2) 186–207
© The Author(s) 2024

Article reuse guidelines:
sagepub.com/journals-permissions
DOI: 10.1177/21711976241259319
journals.sagepub.com/home/pse

Climate Change Scepticism Questionnaire: structure and factor invariance with respect to gender in a group of Spanish adults / *Escala de Escepticismo hacia el Cambio Climático: su estructura e invarianza factorial respecto al género en grupo de adultos españoles*

Aitor Larzabal-Fernandez,[1,2] Angela Castrechini,[2] Rodrigo Moreta-Herrera[3,4] and Alexandra Vázquez[5]

Abstract

The Climate Change Scepticism Questionnaire (CCS-Q) has been used in numerous studies. However, we found no studies in the literature review that analyse its psychometric properties. The aim of this study is to confirm the one-dimensional factorial structure of the Climate Change Scepticism Questionnaire, verify its reliability and analyse factorial invariance with respect to gender. To do this, we conducted instrumental, quantitative research, analysing the factorial structure and reliability of the questionnaire in a sample of 426 Spanish participants. The results show a single factor structure comprising 12 items with satisfactory fit indices for metric, scalar and strict invariance with respect to gender. Therefore, we present this tool as a test with good psychometric properties and equivalence of measurement by gender.

Keywords

climate change scepticism; reliability; factorial structure; invariance; validity

[1]Universidad del País Vasco
[2]Universitat de Barcelona
[3]Pontificia Universidad Católica del Ecuador
[4]Universidad de Las Américas
[5]Universidad Nacional de Educación a Distancia

English translation / *Traducción al inglés*: Anna Moorby

Corresponding author / *Autor/a para correspondencia*:
Aitor Larzabal-Fernandez, Universidad del País Vasco — Campus Bizkaia, Bilbao, Spain.
Email: aitor.larzabal@ehu.eus

Resumen
La escala de escepticismo hacia el cambio climático (CCES) ha sido empleada en numerosos estudios. No obstante, en la revisión de la literatura no se han encontrado estudios que analicen sus propiedades psicométricas. El objetivo del estudio es confirmar la estructura factorial unidimensional de la Escala del Escepticismo hacia el Cambio climático, verificar la fiabilidad y analizar la invarianza factorial respecto al género. Para ello, se realiza una investigación instrumental, cuantitativa, analizando la estructura factorial y la fiabilidad en una muestra de 426 españoles/as. Los resultados muestran una estructura unifactorial que comprende 12 ítems con índices de ajuste satisfactorios para la invarianza métrica, escalar y estricta respecto al género. Se concluye que la herramienta se presenta como una prueba con buenas propiedades psicométricas y equivalencia de medida por género.

Palabras clave
escepticismo cambio climático; fiabilidad; estructura factorial; invarianza; validez

Received 6 March 2023; Accepted 1 November 2023.

According to the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC, 2019), human activity has caused a temperature rise of 1°C compared to pre-industrial levels. This increase in temperature is generating noticeable negative effects on agriculture, biodiversity, health, psychological aspects of the population, tourism, the economy and other areas of human activity (Abbass et al., 2022). This change in climate and its tangible effects generate a high level of concern in the scientific community and stakeholders, and could be considered one of the major threats that humanity will face in the future (IPCC, 2021). However, temperatures and emissions continue to rise, and this could be due, on the one hand, to the difficulty of translating the population's concern about climate change into significant actions to reduce it, but also to the existence of groups of natural and legal persons who are sceptical of climate change and who block or simply do not participate in the generation of actions to combat this phenomenon (Hornsey & Fielding, 2020).

Despite broad scientific consensus on the existence and anthropocentric origin of climate change (Doran & Zimmerman, 2009; Oreskes, 2004; Van der Linden et al., 2015), some do not agree with the serious existence of the consequences and/or origin of the phenomenon (Corner et al., 2012; Hornsey & Fielding, 2020; Hulme, 2009). There are terms used to refer to such people, one being 'climate change sceptics', although this generates a certain rejection within the scientific community, and the term 'deniers' might be more appropriate (Abellán López, 2021). Rahmstorf (2004) makes a distinction between trend sceptics (those who deny that change is occurring), attribution sceptics (those who deny anthropocentric origin) and impact sceptics (those who do not believe the impact is negative or as negative). Whitmarsh (2011), on the other hand, groups mistrust in the evidence of climate change, beliefs about how the media exaggerate information about climate change, and doubts about the existence of change on a single scale that measures scepticism. This conception of the phenomenon, often shaped by broad ignorance of how climate functions in the world and by the influence of other economic interest groups that have no concern for climate change, affects the course of social conceptions and discussions of the problem and the development of public policies on environmental care (Huber, 2020).

Generally, there has tended to be a relationship between climate change scepticism and right-wing political and social ideology (Dunlap, 2013; Engels et al., 2013; Huber, 2020), rejection of science (Rutjens et al., 2018), religious thought

(Ecklund et al., 2017), gender, with men generally more sceptical than women (Poortinga et al., 2011, 2019; Vázquez et al., 2021), and environmental attitudes (Dunlap, 2013; Haltinner & Sarathchandra, 2022; Hennes et al., 2020; Rutjens et al., 2018) among other variables. So the debate on this topic can be complex.

For a long time, this 'sceptical' view of climate change has been considered a variable of interest in various studies in which participants are asked for their opinions on the phenomenon, in some cases with specific statements such as 'Climate change is happening' and 'Climate change is caused by human activities' (Engels et al., 2013; Haltinner & Sarathchandra, 2022) or with questions such as 'As far as you know, do you personally think the world's climate is changing or not?' (Poortinga et al., 2011). Sceptics have also been identified based on the pattern of responses given to questions such as 'Thinking about the causes of climate change, which of the following best describes your opinion?', taking into account possible responses such as 'Entirely caused by natural processes', 'Mainly caused by natural processes', 'Mainly caused by human activity', 'Entirely caused by human activity', 'There is no such thing as climate change' and 'I don't know'(Hornsey et al., 2018). And although there is evidence for the interest in inquiring about this, there has not broadly speaking been an adequate tool that can accurately measure this construct. In this sense, Whitmarsh (2011) recently developed the Climate Change Scepticism Questionnaire (CCS-Q), initially consisting of 23 items. This instrument was based on the results of previous research by the same author (Whitmarsh, 2005). The preliminary analyses found four components that shaped scepticism: (a) scepticism about climate change; (b) the emotional and moral dimensions of the perceived risk of climate change; (c) disinterest in climate change; and (d) the lack of information about climate change. The first factor on the scale would be the basis for the climate change scepticism scale (Whitmarsh, 2011) in its final version.

This tool emerges as a technical and scientific proposal to evaluate climate change scepticism based on self-perceptions regarding the phenomenon and interest in it. It was originally developed in English, but very limited psychometric exploration has been conducted into it. The literature contains studies analysing properties of factor validity, only through exploratory factor analysis (EFA) carried out by its creator (Whitmarsh, 2011). Therefore, there are some limitations in terms of the measurement of this phenomenon, which need to be solved initially by psychometric research, for the future development of relevant empirical studies on the social aspects linked to climate change. Among these limitations, we should consider the need to analyse the efficiency of the scale and the performance of its psychometric properties in different sociocultural contexts (e.g., the Spanish population). Therefore, studies of validity and adaptation to these population segments are required. Another limitation is associated with revealing the internal structure of the measure, to confirm both the factorial structure of the scale proposed by the creator as well as its usefulness in new populations and languages. It is therefore necessary to use more advanced statistical techniques such as confirmatory factor analysis (CFA) to determine the fit of the measure, and also the equivalence of the test measurement against the conformation of subsamples with regard to variables of interest, for example, considering gender as a criterion for categorizing groups. This is because it has been said that generally men score higher than women in the criterion of scepticism (Poortinga et al., 2019; Vázquez et al., 2021), but this has not been demonstrated with multigroup studies based on validated scales. Prescriptive gender stereotypes and roles can be important in explaining differences between women and men regarding their beliefs about climate change (Vázquez et al., 2021). It is usually assumed, in studies in which a variable is compared according to a grouping, that the scales measure in the same way in both groups (Byrne, 2006). However, it is possible that differences may occur because the test has different factor solutions depending on the group (Asparouhov & Muthén, 2014), and this may be generating erroneous conclusions if gender invariance has not been previously tested

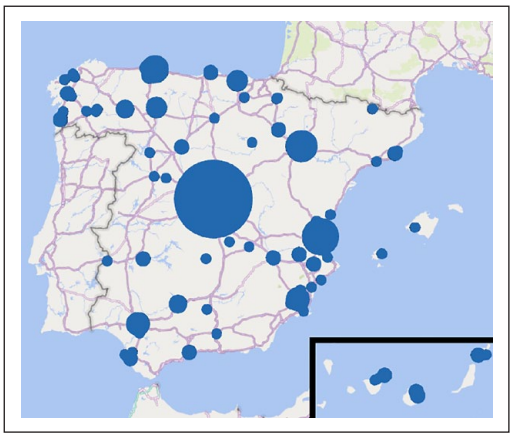

Figure 1. Geographical distribution of participants. Note: Graphic generated based on the longitude and latitude information of each of the responses. The size of the circles corresponds to the proportion of responses in each area.

(Caycho-Rodríguez et al., 2022; Larzabal-Fernandez et al., 2023; Meade et al., 2008; Moreta-Herrera et al., 2024).

Therefore, it is necessary to conduct in-depth psychometric analysis of the tool, to review its reliability and validity, analysing its factorial structure and invariance according to different groups.

Objectives and hypotheses

The objectives of this study are: (1) confirm the one-dimensional factorial structure of the Climate Change Scepticism Questionnaire in the Spanish population; (2) determine the reliability of the CCS-Q in the Spanish population; (3) determine the gender invariance of the CCS-Q in the Spanish population; and (4) determine the evidence of criterion validity of the CCS-Q in the Spanish population.

Method

Design

The study is instrumental and quantitative in its design (Montero & León, 2007), seeking to analyse the factorial structure, the equivalence of measurement by gender and the internal consistency reliability of the CCS-Q in a sample of Spanish adults.

Participants

The study involved 426 subjects of Spanish nationality, 59.2% women, with a mean age of 34.26 ($SD = 12.05$), recruited using a snowball strategy. First-year students enrolled on the degree in psychology at UNED were asked to send the link to the questionnaire to four acquaintances. Participants completed the online study voluntarily. Figure 1 shows the geographical distribution of participants:

Instruments

Climate Change Scepticism Questionnaire (Whitmarsh, 2011). The scale is designed to ascertain people's levels of scepticism about climate change. The questionnaire consists of 12 items, answered on a Likert scale with seven response options ranging from 'Completely disagree' (1) to 'Completely agree' (7). It contains assertions about climate change such as 'The claims that human activities are changing the climate are exaggerated' and 'Floods and heat waves are not increasing, there is just more information about them in the media these days'. For the translation, we used the backtranslation method (Isart Gil & Vicent Montalt, 2018) involving teachers from the language school of the Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Ambato, native speakers of English and native speakers of Spanish.

New Ecological Paradigm (NEP) created by Dunlap and Van Liere (1978) and later revised (Dunlap et al., 2000). Scale that analyses subjects' belief systems about themselves, nature and the relationship between the two. It consists of 16 items and measures attitudes related to human beings, nature and the relationship between them. This research uses the Spanish version (Amérigo & González, 2002). It starts from the short proposal of 11 items by Vozmediano and Guillén (2005), who propose the existence of two factors. One is anthropocentrism, the belief that environmental conservation is important since it contributes to the well-being of human beings (Suárez et al., 2007). It consists of six items such as 'The idea that humanity is going to face a global

ecological crisis has been greatly exaggerated' and 'Human beings were created to dominate the rest of nature' ($\alpha = .72$; and $\Omega = .74$). The second is another factor called ecocentrism, which implies that ecosystems must be valued for their own intrinsic value (Suárez et al., 2007). It contains five items such as 'When humans interfere with nature, the consequences are often disastrous' and 'Plants and animals have as much right to exist as humans' ($\alpha = .75$; $\Omega = .75$). The two dimensions were answered on a Likert scale with seven response options ranging from 'Completely disagree' (1) to 'Completely agree' (7).

Political leanings were evaluated through two items: 'Please indicate your political beliefs from left/progressive to right/conservative in relation to economic issues (e.g., social welfare, public spending, tax reductions)' and 'Please indicate your political beliefs from left/progressive to right/conservative in relation to social issues (e.g., immigration, gay marriage, abortion)'. The two items ranged from 1 (far left) to 7 (far right). Since the correlation between the two items is high, $r\ (426) = .73$; $p < .001$, the mean between the two items was calculated and used as a single measure. Lower scores represent left-wing political leanings and higher scores right-wing political leanings.

Procedure

The data used in this study are a part of a larger study that mediates the influence of the situational activation of materialism on climate change scepticism. The original study involved 1,257 participants who, after responding to the NEP and questions regarding ideological leaning, were randomly assigned to three conditions, two experimental and one control. Scepticism was influenced in the experimental conditions, so in this study we are working with the control group.

Once the data were collected, the statistical software package SPSS version 27 was used to analyse them. It began with a preliminary analysis of the items, taking into account the mean, standard deviation and correlation item test. Cronbach's alpha and McDonald's omega were obtained in a complementary way to determine internal consistency, and the relationships between climate change scepticism and other variables were analysed to determine evidence of criterion validity (political leanings and NEP). Using version 24 of the AMOS program, we performed Confirmatory Factory Analysis (CFA) and then analysed factor invariance by gender by means of multigroup CFA (CFA-MG).

Data analysis

Statistical analysis in this study was divided into the following blocks. The first includes the preliminary analysis of the items, describing them statistically by means of central tendency and dispersion measures such as arithmetic mean (*M*) and standard deviation (*SD*), respectively. In turn, we analysed the relationship between the items and the global construct by means of the item-test correlation ($r_{(item\text{-}test)}$), in order to ascertain the contribution of each to the general evaluation of the measure. The reliability analysis of the questionnaire is also included, using Cronbach's reliability coefficient (α) and the omega coefficient (Ω), as well as the reliability result if each item is removed (α-it). This is an analysis of relevance since it allows us to estimate the performance of the items along with their usefulness and relevance within the measure explored in the psychometric context.

Subsequently, we analysed the criterion validity or relationship with other variables. In this case, we analysed the CCS-Q with the NEP to ascertain the strength of the relationship that these measures might have as an indicator of the capacity to evaluate a construct with close evaluation measures. In this case, Spearman's correlation coefficient (*rho*) is used to identify the existing strength of the relationship.

In the next block, we apply confirmatory factor analysis (CFA) using the estimation of Robust Maximum Likelihood (MLR), since multivariate normality is absent, and estimators that consider this criterion are required (Li, 2016). Here we test two fit models for the CCS-Q based on a single-factor model (12 items and 11 items). The factor

Table 1. Preliminary analysis of the items.

Items		*M*	*SD*	$r_{(i\text{-}tc)}$	α-it
1	Claims that human activities are changing the climate are exaggerated.	2.68	2.03	.46	.91
2	Climate change is just a natural fluctuation in earth temperatures.	2.17	1.53	.67	.90
3	I don't think climate change is a real problem.	1.60	1.25	.70	.90
4	There is too much fuss about climate change.	1.96	1.54	.78	.89
5	It is too early to say whether climate change is really a problem.	1.85	1.41	.77	.89
6	Existing evidence on climate change is unreliable.	1.94	1.39	.77	.89
7	There is too much conflicting evidence about climate change to know if it is really happening.	2.36	1.75	.65	.90
8	I'm not sure if climate change is really happening.	1.92	1.51	.75	.90
9	Floods and heat waves are not increasing, there is just more information about them in the media these days.	2.01	1.45	.73	.90
10	The media is often too alarmist about issues like climate change.	2.37	1.75	.74	.89
11	Many expert leaders still question whether human activity is contributing to climate change.	3.41	2.10	.37	.92
12	Climate change is too complex and uncertain for scientists to make useful forecasts.	2.41	1.62	.61	.90

Note: 426 observations: *M* = Mean, *SD* = Standard Deviation, $r_{(i\text{-}tc)}$ = correlation item-test corrected, α-it = alpha if the item is deleted

validity of the scale is interpreted by means of the values of absolute fit indicators such as Chi Squared (χ^2), Normed Chi Squared (χ^2/df), those not based on centrality such as the Room Mean Square Error of Approximation (*RMSEA*), incremental fits such as the Comparative Fit Index (*CFI*) and the Tucker-Lewis Fit Index (*TLI*), and the factor loadings of items (λ) are also analysed. The structural model is considered appropriate when the indicators approach the different cut-off points, such as when χ^2 is not significant ($p > .05$) or $\chi^2/df < 4$, *RMSEA* is less than .08, *CFI* and *TLI* are greater than .95, and the factor loadings are greater than .40. (Brown, 2015; Byrne, 2008; Dominguez-Lara, 2018; Hancock et al., 2019; Wolf et al., 2013).

Table 4 corresponds to the gender-based measurement equivalence analysis through the MG-CFA with ML estimation. Here, we are looking for the factorial invariance of the scale as the measure levels of restriction and nesting increase. Initially, this process begins by checking the fit of the group-segmented scale through independent CFA (baselines) to know if the groups themselves are similar or different in their reported fits. Subsequently, the scale restrictions based on an unrestricted assessment are analysed, and the loadings (metric or weak invariance), intercepts (strong invariance) and residuals (strict invariance) are subsequently delimited and the differential or change (Δ) in the estimators χ^2 is analysed, *CFI* and *RMSEA*, at each restriction level. Measurement equivalence is considered according to the restriction level when the differential is not significant in χ^2 ($p > .05$) or does not exceed .2 in the *CFI* or *RMSEA* (Asparouhov & Muthén, 2014; Brown, 2015; Meade et al., 2008; Moreta-Herrera et al., 2022)

Results

Preliminary analysis of the items

Table 1 shows the performance of the scores for the CCS-Q items according to the average scores. These are found to be homogeneous with each other, fluctuating between $M_{(\text{item } 11)} = 3.41$; $SD = 2.10$ and $M_{(\text{item } 3)} = 1.60$; $SD = 1.25$. Likewise, the relationship that each of the items has with the CCS-Q is analysed globally by means of $r_{(i\text{-}tc)}$. In this context, item values fluctuate between $r_{(\text{item } 11\text{-}tc)} = .37$ and $r_{(\text{item } 4\text{-}tc)} = .78$ with item 4.

Table 2. Matrix of correlations.

	CCS-Q	Anthropocentrism	Ecocentrism	Political leanings
CCS-Q	1	.506**	−.433**	.404**
Anthropocentrism (NEP)		1	−.383**	.392**
Ecocentrism (NEP)			1	−.239**
Political leanings				1

Note: **$p < .001$

Table 3. Confirmatory factor analysis of the CCS-Q with Maximum Likelihood Estimation.

Model	Absolute fit and based on non-centrality					Incremental fit	
	χ^2	*df*	*p*	χ^2/df	*RMSEA*	*CFI*	*TLI*
Single factor (12 items)	187.5	54	.000	3.47	.044 [.039–.050]	.966	.959
Single factor (11 items)	150.2	44	.000	3.41	.044 [.038–.049]	.970	.963

Note: χ^2 = Chi-Squared; *df* = degrees of freedom; χ^2/df = Normed Chi-Squared; *RMSEA* = Root Mean Square Error of Approximation; *CFI* = Comparative fit index; *TLI* = Tucker-Lewis index

Finally, the internal consistency reliability analysis of the CCS-Q is presented, achieving a score of $\alpha = .911$ for the internal consistency reliability of the items and $\omega = .912$ for the global consistency based on the one-dimensionality of the measure, which are equivalent to high internal consistencies.

On the basis of this analysis, we can make two important observations with respect to item 11. The first is that the item-test relationship is one of the lowest among the CCS-Q items, so its contribution to the CCS-Q construct may not be representative, and on the other hand, its performance in terms of internal consistency also apparently shows an impact, since when it is removed, this consistency level would increase although it would remain high. This raises the possibility of testing at the level of factor analysis fit models including and excluding the presence of the item analysed.

Finally, we analysed multivariate normality using the Mardia (1970) test for asymmetry (g_1) and Kurtosis (g_2), with Mardia values$_{(g1)} = 12{,}134.5$; $p < .001$ and Mardia$_{(g2)} = 165.8$; $p < .001$, resulting in the absence of multivariate normality, as statistical significance was found ($p < .05$).

Evidence of criterion validity

To analyse the validity of the criterion, we took into account political leanings and the responses to the New Ecological Paradigm (NEP) scale in the dimensions of anthropocentrism and ecocentrism, giving rise to the matrix of correlations shown in Table 2. As expected, a positive and significant correlation was found between the CCS-Q and right-wing political leanings, *rho* $(426) = .404$; $p < .001$, and with anthropocentrism, *rho* $(426) = .506$; $p < .001$, and a negative and significant correlation with ecocentrism, *rho* $(426) = -.433$; $p < .001$.

Confirmatory factor analysis

In order to confirm the factorial structure of the CSS-Q, we carried out CFA, taking into account, on the one hand, the original model of the CCS-Q and, on the other hand, a reduced version of 11 items (without item 11) (CCS-Q-11) to know which of the two CCS-Q models is best suited for the interpretation of items within the internal fit of the measure, considering a one-factor-fit model. Table 3 shows the values of the

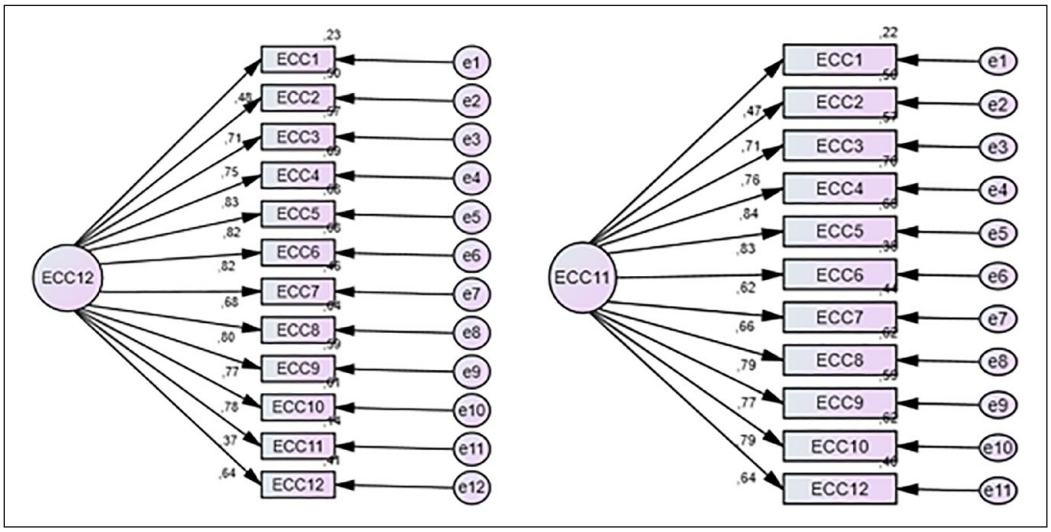

Figure 2. Factorial structure of the Climate Change Scepticism Questionnaire in the 12- and 11-item versions. Note: Circles represent latent variables, while rectangles represent observable variables. The values given over the one-way arrows correspond to the factor loadings of the items, as well as measurement errors.

Table 4. Analysis of equivalence of measure by gender.

Restrictions	χ^2(*df*)	*CFI*	*RMSEA*	$\Delta\chi^2$	Δ*CFI*	Δ*RMSEA*
Baseline men	129.39 (54)	.966	.067	—	—	—
Baseline women	118.94 (54)	.974	.054	—	—	—
No restrictions	427.80 (108)	.965	.045	—	—	—
Metric or weak	462.63 (119)	.961	.046	27.11 (11)*	.004	.000
Scalar or strong	482.86 (130)	.959	.045	19.58 (11)	.003	.000
Strict	519.41 (131)	.953	.048	71.25 (12)***	.006	.003

Note: *$p < .05$; ***$p < .001$; χ^2 = Chi Squared; *df* = degrees of freedom; *CFI* = Comparative fit index; *RMSEA* = Room Mean Square Error of Approximation; Δ = Change

different fit indices for the CCS-Q according to the two proposed models. In both cases, the fit criteria are relatively adequate (with the exception of χ^2, mainly due to the sample size, which is corrected by the χ^2/df found within the tolerance criteria). However, fit levels are slightly better in CCS-Q-11, especially in the incremental fit indicators (*CFI* and *TLI*).

In addition, Figure 2 shows the saturations of the CCS-Q and CCS-Q-11 items, respectively. The factor loadings in model 1 range from $\lambda_{(item\ 11)} = .37$ to $\lambda_{(item\ 4)} = .83$, while in CCS-Q-11, the loadings range from $\lambda_{(item\ 2)} = .47$ to $\lambda_{(item\ 4)} = .84$. As observed, the behaviour of item 11 as in the previous analyses continues to show low performance in this aspect. A low loading may have implications in the explanation of the total variance of the measure since it does not reach the expected tolerance criterion. In this sense, CCS-Q-11 can presumably be considered the most appropriate model to measure the construct in the Spanish sample, although to favour content validity, the original version is considered since the equal factor fit is still adequate.

Analysis of the measurement equivalence of the CCS-Q by gender

To test the measurement invariance of CCS-Q by gender, a multi-group confirmatory factor analysis (CFA-MG) was performed (see Table 4). This is based on analysing the fits of the model

independently by group (baselines), showing that the two groups independently preserve adequate fit indicators and therefore are considered similar.

The different levels of restriction were already tested in the CFA-MG. In the metric invariance model, factor loadings were restricted to be equal between men and women. The indexes showed that the model offered a good fit, and when compared with the first model (without restrictions), ΔCFI was $< .01$ and the $\Delta RMSEA$ was $< .015$, and $\Delta\chi^2$ was significant ($p < .05$) (considering the sensitivity of the test to the sample size). Therefore, it is adequate. In the scalar or strong invariance model test, in which the intercepts in addition to the factor loadings were restricted to be equal between the groups, a good fit is also shown, when compared with the metric invariance model. There were no significant changes in ΔCFI and $\Delta RMSEA$, or in $\Delta\chi^2$. Finally, in the strict invariance model, in which residuals were restricted to more than factor loadings and intercepts, $\Delta\chi^2$ proved to be significant ($p > .05$). In addition, ΔCFI and $\Delta RMSEA$ did not increase more than expected.

Therefore, the results show that the CCS-Q has satisfactory fit indices for metric, scalar and strict invariance. Thus, the scores between the two groups analysed could be predominantly comparable and the change in units could be comparable between them.

Finally, compared to the measurement equivalence of the CCS-Q, the internal consistency of the CCS-Q is extracted independently for men, $\alpha_{(men)} = .933$ and $\Omega_{(men)} = .934$, as well as for women, $\alpha_{(women)} = .900$ and $\Omega_{(women)} = .901$. In all these cases, the equivalent internal consistencies reported were high.

Discussion

The objectives of this study were to ascertain the evidence of validity (factor, invariance by gender and criterion) and reliability of the CCS-Q in a sample of Spanish subjects.

Regarding the validity of the criterion, we found a positive and significant correlation between the CCS-Q and the anthropocentrism dimension of the NEP and right-wing political leanings, and a negative and significant correlation with the ecocentrism dimension of the NEP, which was expected based on the literature consulted (Dunlap, 2013; Engels et al., 2013; Haltinner & Sarathchandra, 2022; Hennes et al., 2020; Huber, 2020; Rutjens et al., 2018). In other words, scepticism is significantly associated with elements of political ideology as well as information and social positioning regarding this phenomenon, as a relevant element for the configuration of this phenomenon.

As for the validity of the measure, we found that the CCS-Q can be adequately represented through a one-dimensional-fit model, initially through 12 items according to the original proposal, as well as through a set of 11 items. The criterion to consider is that the factor loading of item 11 contributes a lower explanation of the variance, so its withdrawal in essence supports the integration of a fit model with a more robust participation of the items in the latent interpretation of the construct. The results of the values of the fit indicators in the CFA of the CCS-Q and the CCS-Q-11 remain within the parameters of acceptance and adequate fit (Brown, 2015; Byrne, 2006; Dominguez-Lara, 2018; Hancock et al., 2019; Wolf et al., 2013). Based on the review, it can be said that the CCS-Q remains the most suitable tool for use in the Spanish population. It should be noted that the results shown cannot at the moment be contrasted with other studies due to the apparent lack of instrumental validation studies. In this respect, there is a coincidence in terms of the factorial structure with the original version that establishes that the best representation is one-dimensional (Whitmarsh, 2011). However, this should be taken with caution because further replication studies are required to give solidity and especially evidence of validity of the tool to measure phenomena such as climate change scepticism.

Regarding measurement equivalence by gender, the CCS-Q found that the measure at an independent level (men vs. women) has adequate fits for each group. In addition, considering restrictions on loadings, intercepts and residuals, we found that the changes observed do not

exceed the tolerance values (Asparouhov & Muthén, 2014; Brown, 2015; Meade et al., 2008; Moreta-Herrera et al., 2022), so the CCS-Q is invariant at the metric, strong and strict levels. This is relevant since there is evidence that allows us to estimate that probable differences in the interpretation of climate scepticism values between groups classified by gender would respond in reality to differences arising from the particular characteristics of the groups, rather than differences in the mechanics of interpretation of the measure by the groups (Caycho-Rodríguez et al., 2022; Meade et al., 2008; Moreta-Herrera et al., 2024), thus ensuring the veracity of the scores and the respective interpretation. These results at the moment cannot be contrasted with other studies because there are no measurement equivalence studies classified by gender of the CCS-Q, so these findings represent a significant advance.

Among the implications of the study, it provides information on the usefulness of a measure that broadly evaluates the construct of climate change scepticism, which currently has not only theoretical interest in climate sciences but also practical interest because of the real implications of climate change. Indeed, any proposals regarding improvements in the processes of intervention and correction of this phenomenon require instruments that more accurately measure this and other similar phenomena. Thus, the evidence of scale validity reaffirms its usefulness for social research into climate change, but it is also adapted for these purposes to the Spanish language, which will allow researchers to explore this phenomenon in greater depth in this population group and opens the door for other national groups that share the same language.

Conclusions

This study confirms the one-dimensional factorial structure of the Climate Change Scepticism Questionnaire in the Spanish population and agrees with the original version (Whitmarsh, 2011). The CCS-Q also obtains good fit indices in metric, scalar and strict invariance. In addition, the questionnaire is estimated to obtain adequate reliability indices. Regarding criterion validity, there are positive and significant correlations with anthropocentrism and right-wing political leanings, and negative and significant correlations with ecocentrism. Finally, the CCS-Q offers good psychometric properties and measurement equivalence with respect to gender in the Spanish population, so we would suggest that instead of using single-item scales (which have traditionally been used to measure this construct), this questionnaire should be used in the future.

Escala de escepticismo hacia el Cambio Climático: su estructura e invarianza factorial respecto al género en grupo de adultos españoles

Según el Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático (IPCC, 2019), la actividad humana ha causado el aumento de 1°C de temperatura en comparación con los niveles preindustriales. Este aumento de la temperatura está generando efectos negativos notorios en la agricultura, la biodiversidad, la salud, los aspectos psicológicos de la población, el turismo, la economía y en otras áreas de la actividad humana (Abbass et al., 2022). Este cambio en el clima y sus efectos palpables genera una elevada preocupación en la comunidad científica y en grupos de interés, y podría considerarse como una de las grandes amenazas a las que nos enfrentaremos como humanidad en el futuro (IPCC, 2021). No obstante, las temperaturas y emisiones continúan en ascenso, y ello podría deberse, por una parte, a la dificultad de convertir la preocupación de la población sobre el cambio climático en acciones significativas para poder reducirlo, pero también, a la existencia de grupos de personas naturales y jurídicas que son escépticos al cambio climático y que bloquean o simplemente no participan en la generación de acciones de lucha contra este fenómeno (Hornsey & Fielding, 2020).

A pesar del amplio consenso científico que existe sobre la existencia y el origen antropocéntrico del cambio climático (Doran & Zimmerman, 2009; Oreskes, 2004; Van der Linden et al., 2015) existen sujetos que no están de acuerdo con la existencia seriedad de las consecuencias y/o origen del fenómeno (Corner et al., 2012; Hornsey & Fielding, 2020; Hulme, 2009). Para referirse a ellos existen diferentes términos anglosajones, uno de ellos es el 'escepticismo hacia el cambio climático', no sin por ello generar cierto rechazo en la comunidad científica, ya podría ser más apropiado nombrarlos como negacionistas (Abellán López, 2021). Rahmstorf (2004) hace una distinción entre los escépticos de tendencia (los que niegan que el cambio está ocurriendo), los de atribución (los que niegan el origen antropocéntrico y los de impacto (los que no creen que el impacto sea negativo o tan negativo). Whitmarsh (2011) en cambio agrupa la desconfianza en la evidencia del cambio climático, las creencias sobre como los medios de comunicación exageran la información sobre el cambio climático y las dudas sobre la existencia del cambio en una única escala de escepticismo. Esta concepción del fenómeno, muchas veces configurada por un amplio desconocimiento del funcionamiento del clima en el mundo y por la influencia que reciben de otros grupos de interés económico que no tienen preocupación por el cambio climático afecta al curso de la concepción y la discusión social del problema y el desarrollo de políticas públicas de cuidado del ambiente (Huber, 2020).

Generalmente, se ha encontrado relación entre el escepticismo hacia el cambio climático con la ideología política y social de derecha (Dunlap, 2013; Engels et al., 2013; Huber, 2020), el rechazo a la ciencia (Rutjens et al., 2018), el pensamiento religioso (Ecklund et al., 2017), el género, siendo los hombres generalmente más escépticos que las mujeres (Poortinga et al., 2011, 2019; Vázquez et al., 2021), las actitudes ambientales (Dunlap, 2013; Haltinner & Sarathchandra, 2022; Hennes et al., 2020; Rutjens et al., 2018) entre otras variables. Por lo que el debate sobre esta temática puede ser compleja.

Durante mucho tiempo, esta opinión 'escéptica 'sobre el cambio climático se ha considerado como una variable de interés, tal es el caso, que en diversos estudios se pregunta a los participantes sobre su opinión acerca del fenómeno. En algunos casos con preguntas específicas como: 'climate change is happening' y 'climate change is caused by human activities' (Engels et al., 2013;

Haltinner & Sarathchandra, 2022) o con preguntas como 'As far as you know, do you personally think the world's climate is changing or not?'(Poortinga et al., 2011) También se han identificado a los escépticos en función del patron de respuesta dada a preguntas como: 'Thinking about the causes of climate change, which of the following best describes your opinion?', tomando en cuenta posibles respuestas como 'entirely caused by natural processes', 'mainly caused by natural processes', 'mainly caused by human activity', 'entirely caused by human activity', 'there is no such thing as climate change' y 'I don't know'(Hornsey et al., 2018). Y aunque hay evidencia por el interés en indagar sobre esto, no se ha podido contar de manera amplia con una adecuada herramienta que pueda medir con precisión a este constructo. En este sentido, de forma reciente, Whitmarsh (2011) desarrolló la escala para medir el escepticismo hacia el cambio climático (ECCS) que consta de 23 ítems inicialmente. Este instrumento se basó en los resultados de investigaciones realizadas anteriormente (Whitmarsh, 2005). En los análisis preliminares se encontró cuatro componentes que configuraban el escepticismo: (a) el escepticismo hacia el cambio climático; (b) las dimensiones emocional y moral de la percepción del riesgo del cambio climático; (c) el desinterés en el cambio climático; y (d) la falta de información sobre el cambio climático. El primer factor de la escala sería la base para la escala de escepticismo hacia el cambio climático (Whitmarsh, 2011) en su versión final.

Esta herramienta surge como una propuesta técnica y científica para evaluar el escepticismo ante el cambio climático desde una perspectiva de autopercepción del fenómeno y su interés en él. Se desarrolló originalmente en inglés, pero cuenta con muy limitados trabajos de exploración psicométrica. En la revisión de la literatura, se ha encontrado estudios, únicamente el trabajo de la creadora, que analiza propiedades de validez factorial, únicamente por medio de Análisis Factorial Exploratorio (AFE) realizado por su creadora (Whitmarsh, 2011). Por lo tanto, existen algunas limitaciones a nivel de medición de este fenómeno, que requieren ser resueltos inicialmente por la investigación psicométrica, para la elaboración a futuro de estudios empíricos relevantes sobre los aspectos sociales ligados al cambio climático. Entre estas limitaciones, se debe considerar, que es necesario analizar la eficiencia de la escala y el desempeño de sus propiedades psicométricas en contextos socioculturales diferentes (e.g., la población española). Por lo tanto, se requiere estudios de validez y adaptación a estos segmentos poblacionales. Otra limitación es la asociada a develar la estructura interna de la medida, tanto para confirmar la estructura factorial de la escala propuesta por la creadora de la medida, así como su utilidad en nuevas poblaciones e idiomas. Por ello es necesario, el empleo de técnicas estadísticas más avanzadas como el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para conocer el nivel de ajuste de la medida; y también la equivalencia de medida de la prueba frente a la conformación de submuestras ante variables de interés, por ejemplo, considerando al género como criterio para categorizar grupos. Esto porque se ha dicho, que generalmente los hombres puntúan más alto que las mujeres en el criterio de escepticismo (Poortinga et al., 2019; Vázquez et al., 2021) pero sin demostrarse con estudios multigrupos a partir de escalas validadas. Los estereotipos y roles de género prescriptivos pueden ser importantes para explicar las diferencias entre mujeres y hombres con respecto a sus creencias sobre el cambio climático (Vázquez et al., 2021). Suele asumirse, en esos estudios en los que se compara alguna variable en función de una agrupación, que las escalas miden de la misma manera en los dos grupos (Byrne, 2006). No obstante, es posible que las diferencias puedan darse porque el test tiene diferentes soluciones factoriales en función del grupo (Asparouhov & Muthén, 2014) y esto puede estar generando conclusiones erróneas si la invarianza de género no ha sido probada previamente (Caycho-Rodríguez et al., 2022; Larzabal-Fernandez et al., 2023; Meade et al., 2008; Moreta-Herrera et al., 2024).

Por lo tanto, es necesario profundizar en análisis psicométricos de la herramienta, para revisar su fiabilidad y validez, analizando su estructura factorial y la invarianza en función de diferentes grupos.

Objetivos e hipótesis

Como objetivos de este estudio se tienen: (1) confirmar la estructura factorial unidimensional de la Escala de Escepticismo hacia el Cambio Climático en población española; (2) determinar la fiabilidad de la ECC en población española; (3) determinar la invarianza por género de la ECC en población española; y (4) determinar la evidencia de validez de criterio de la ECC en población española.

Método

Diseño

El estudio es de tipo cuantitativo instrumental (Montero & León, 2007) en el que se busca analizar la estructura factorial, la equivalencia de medida por género y fiabilidad de consistencia interna del ECCS en una muestra de adultos españoles.

Participantes

En el estudio participaron 426 sujetos de nacionalidad española, un 59.2% mujeres, con una media de edad de 34.26 (*DT* = 12.05) reclutados mediante una estrategia de bola de nieve. Se pidió a estudiantes de primer curso del Grado en Psicología de la UNED que enviaran el enlace del cuestionario a cuatro conocidos. Los participantes completaron el estudio en línea de manera voluntaria. En la Figura 1 se puede observar la distribución geográfica de los participantes:

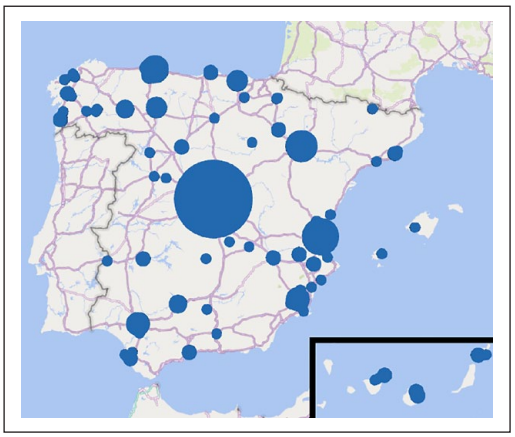

Figura 1. Distribución geográfica de los participantes.
Nota: Gráfico generado a partir de la información de la longitud y latitud de cada una de las respuestas. El tamaño de los círculos corresponde a la proporción de respuestas de cada área.

Instrumentos

Escala de Escepticismo hacia el cambio climático (Whitmarsh, 2011). La escala está diseñada para conocer el nivel de escepticismo que tienen las personas con respecto al cambio climático. La escala consta de 12 ítems, que se contesta en una escala Likert con siete opciones de respuesta que van desde 'completamente en desacuerdo' (1) hasta 'completamente de acuerdo' (7). Contiene aseveraciones en torno al cambio climático como: 'Las afirmaciones de que las actividades humanas están cambiando el clima son exageradas' y 'Las inundaciones y las olas de calor no están aumentando, solo hay más información sobre esto en los medios de comunicación en estos días'. Para la traducción se uso el método de retrotraducción (Isart Gil & Vicent Montalt, 2018) en la que participaron profesores de la escuela de lenguas de la Pontificia Universidad Católica del Ecuador Sede Ambato, tanto nativos en el idioma inglés como nativos del idioma español.

New Ecological Paradigm (NEP) creada por Dunlap y Van Liere (1978) y revisada más adelante (Dunlap et al., 2000). Escala que analiza los sistemas de creencias que los sujetos tienen de si mismos, de la naturaleza y de la relación entre las dos anteriores. consta de 16 items y mide actitudes relacionadas al ser humano, la naturaleza y la relación entre ambas. En esta investigación se usa la versión en castellano (Amérigo & González, 2002). Se parte de la propuesta abreviada de 11 ítems de Vozmediano y Guillén (2005) que proponen la existencia de dos factores, uno, el antropocentrismo, es decir, la creencia de que la conservación del medio ambiente es importante ya que ello contribuye al bienestar del ser Humano (Suárez et al., 2007). Consta de seis ítems como

'La idea de que la humanidad va a enfrentarse a una crisis ecológica global se ha exagerado enormemente' y 'Los seres humanos fueron creados para dominar al resto de la naturaleza' ($\alpha = .72$; y $\omega = .74$). El segundo otro factor denominado econcetrismo que supone que hay que valorar los ecosistemas por su propio valor intrínseco (Suárez et al., 2007). Tiene cinco ítems como 'Cuando los seres humanos interfieren en la naturaleza, a menudo las consecuencias son desastrosas' y 'Las plantas y los animales tienen tanto derecho como los seres humanos a existir' ($\alpha = .75$; $\omega = .75$). Las dos dimensiones se contestaban en una escala Likert de siete opciones de respuesta que van desde 'completamente en desacuerdo' (1) hasta 'completamente de acuerdo' (7).

La tendencia política se evaluó mediante dos ítems: 'Por favor, indica cómo son tus creencias políticas de izquierda/progresista a derecha/conservador en relación con cuestiones económicas (por ejemplo, el bienestar social, gasto público, reducciones de impuestos)' y 'Por favor, indica cómo son tus creencias políticas de izquierda/progresista a derecha/conservador en relación con cuestiones sociales (por ejemplo, inmigración, matrimonio homosexual, aborto)'. Los dos ítems oscilaban entre 1 (extrema izquierda) y 7 (extrema derecha). Dado que la correlación entre los dos ítems es alta, $r\,(426) = .73$; $p < .001$, se calculó la media entre ambos y se utilizó como una medida única. Puntuaciones más bajas suponen una tendencia política de izquierdas y puntuaciones más altas tendencia política de derechas.

Procedimiento

Los datos que se trabajan en este estudio son una parte de un estudio más grande que media la influencia de la activación situacional del materialismo en el escepticismo hacia el cambio climático. En el estudio original se contaba con la participación de 1,257 participantes que después de responder a la NEP y la tendencia ideológica se les asignaba aleatoriamente en tres condiciones, dos experimentales y una de control. En las condiciones experimentales se influyó en el escepticismo por lo que en este estudio se trabaja con el grupo control.

Una vez recopilados los datos se procedió al análisis con el paquete estadístico SPSS en su versión 27. Se inició con un análisis preliminar de los ítems, tomando en cuenta la media, desviación estándar y correlación ítem test. Se obtuvo el alfa de Cronbach y el omega de McDonald de forma complementaria para determinar la consistencia interna y se analizaron las relaciones entre el escepticismo hacia el cambio climático y otras variables para determinar las evidencias de validez de criterio (tendencia política y NEP). Con el programa AMOS en su versión 24 se realizó el (AFC) y posteriormente se analizó la Invarianza Factorial por género por medio de AFC multigrupo (AFC-MG).

Análisis de datos

Los análisis estadísticos del estudio, se ejecutaron en los siguientes bloques de trabajo. El primero comprende los análisis preliminares de los ítems, para ello se describen de forma estadística por medio de medidas de tendencia central y dispersión como la media aritmética (*M*) y la desviación estándar (*DE*) respectivamente. A su vez se analiza la relación que guardan los ítems con el constructo global por medio de la correlación ítem-test ($r_{(\text{ítem-test})}$), para conocer el grado de aporte que guarda cada uno de ellos con la valoración general de la medida. Se incluye también el análisis de confiabilidad de la medida, para ello se emplea el coeficiente de fiabilidad de Cronbach (α) y el coeficiente omega (ω) y de forma adjunta, también el resultado de la fiabilidad si es que se retirase cada uno de los ítems (α-it). Este análisis es de relevancia, dado que permiten estimar el desempeño de los ítems y estimar su utilidad y pertinencia dentro de la medida que se pretende explorar en el contexto psicométrico.

A posterior, se emplea el análisis de validez de criterio o de relación con otras variables. En este caso, se analizan la ECCS con la NEP para conocer la fuerza de relación que pueden guardar estas medidas como un indicador de capacidad de evaluar un constructo con medidas de evaluación cercanas. En este caso, se emplea el Coeficiente de correlación de Spearman (*rho*) para identificar la fuerza de relación existente.

En el siguiente bloque, se efectúa el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), para ello se emplea la estimación de Máxima Verosimilitud Robusta (MLR), dado que la normalidad multivariante se encuentra ausente y se requiere estimadores que consideren este criterio (Li, 2016). Aquí se ponen a prueba dos modelos de ajuste de la ECCS basados en un modelo unifactorial (12 ítems y 11 ítems). La validez factorial de la escala se interpreta por medio de los valores de los indicadores de ajuste absolutos como el Chi Cuadrado (χ^2), el Chi cuadrado normado (χ^2/gl), el no basado en la centralidad como el Error Cuadrático Medio Aproximado (*RMSEA*); los ajustes incrementales como el Índice de Ajuste Comparativo (*CFI*) y el Índice de ajuste de Tucker-Lewis (*TLI*); y además se analizan las cargas factoriales de los ítems (λ). Se considera que el modelo estructural es adecuado cuando los indicadores se aproximan a los distintos puntos de corte como que el χ^2 no es significativo ($p > .05$) o el $\chi^2/gl < 4$, el *RMSEA* es menor a .08; el *CFI* y el *TLI* es mayor a .95; y las cargas factoriales son superiores a .40. (Brown, 2015; Byrne, 2008; Dominguez-Lara, 2018; Hancock et al., 2019; Wolf et al., 2013).

La Tabla 4 corresponde al análisis de equivalencia de medida basado en el género a través del AFC-MG con estimación ML. Aquí se intenta conocer la invarianza factorial de la escala conforme los niveles de restricción y anidamiento a la medida aumentan. Inicialmente, se parte de la verificación del ajuste de la escala segmentada por grupos a partir de AFC independiente (líneas base) para conocer si los grupos en sí son similares o diferentes en sus ajustes reportados. A posterior, se analizan las restricciones a la escala que parten de una evaluación sin restricciones y se delimitan a posterior las cargas (invarianza métrica o débil), los interceptos (invarianza fuerte) y los residuales (invarianza estricta) y se analiza el diferencial o cambio (Δ) en los estimadores χ^2, *CFI* y *RMSEA* en cada nivel de restricción. Se considera la equivalencia de medida según el nivel de restricción cuando el diferencial es no significativo en el χ^2 ($p > .05$) o no supera .2 en el *CFI* o el *RMSEA* (Asparouhov & Muthén, 2014; Brown, 2015; Meade et al., 2008; Moreta-Herrera et al., 2022)

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

En la Tabla 1 se observa el desempeño de las puntuaciones de los ítems del ECCS en función de los puntajes medios. Aquí se encuentra que estos son homogéneos entre sí, fluctuando entre $M_{(\text{ítem } 11)} = 3.41$; $DE = 2.10$ y $M_{(\text{ítem } 3)} = 1.60$; $DE = 1.25$. Así mismo, se analiza la relación que tiene cada uno de los ítems con la ECCS de forma global por medio de la $r_{(i\text{-}tc)}$. En este contexto, los valores de los ítems fluctúan entre $r_{(\text{ítem } 11\text{-}tc)} = .37$ y $r_{(\text{ítem } 4\text{-}tc)} = .78$ con el ítem 4.

Finalmente, se presenta el análisis de fiabilidad de consistencia interna de la ECCS, la misma que en sentido general alcanza un puntaje de $\alpha = .911$ como fiabilidad de la consistencia interna de los ítems y $\omega = .912$ como análisis de la consistencia global basada en la unidimensionalidad de la medida, que son equivalentes a consistencias internas altas.

De este análisis se pueden desprender dos observaciones importantes con respecto al ítem 11. El primero es que la relación ítem-test es de las más bajas entre los ítems del ECCS, por lo que su aporte al constructo de ECC puede no ser representativo; y por otra parte, su desempeño en cuanto a la consistencia interna también al parecer muestra un impacto, dado que al retirarse el mismo, esta aumentaría aunque seguiría siendo alta. Esto plantea la posibilidad de probar a nivel de análisis factorial la posibilidad de probar modelos de ajuste incluyendo y no la presencia del ítem en análisis.

Por último, se analiza la normalidad multivariante con la prueba de Mardia (1970) a la asimetría (g_1) y curtosis (g_2) con valores de $\text{Mardia}_{(g1)} = 12{,}134.5$; $p < .001$ y $\text{Mardia}_{(g2)} = 165.8$; $p < .001$, dando como resultado ausencia de normalidad multivariante, al encontrarse significancia estadística ($p < .05$).

Evidencias de validez de criterio

Para analizar la validez de criterio se tomaron en cuenta la tendencia política y las respuestas a la escala de Nuevo Paradigma Ecológico (NEP) en

Tabla 1. Análisis preliminar de los ítems.

Ítems		*M*	*DE*	$r_{(i\text{-}t)}$	α-it
1	Las afirmaciones de que las actividades humanas están cambiando el clima son exageradas.	2.68	2.03	.46	.91
2	El cambio climático es solo una fluctuación natural en las temperaturas de la tierra.	2.17	1.53	.67	.90
3	No creo que el cambio climático sea un problema real.	1.60	1.25	.70	.90
4	Se hace demasiado alboroto sobre el cambio climático.	1.96	1.54	.78	.89
5	Es demasiado pronto para decir si el cambio climático es realmente un problema.	1.85	1.41	.77	.89
6	La evidencia existente sobre cambio climático no es confiable.	1.94	1.39	.77	.89
7	Hay demasiada evidencia conflictiva sobre el cambio climático para saber si realmente está sucediendo.	2.36	1.75	.65	.90
8	No estoy seguro de si realmente está ocurriendo el cambio climático.	1.92	1.51	.75	.90
9	Las inundaciones y las olas de calor no están aumentando, solo hay más información sobre esto en los medios de comunicación en estos días.	2.01	1.45	.73	.90
10	Los medios a menudo son demasiado alarmistas sobre temas como el cambio climático.	2.37	1.75	.74	.89
11	Muchos líderes expertos aún cuestionan si la actividad humana está contribuyendo al cambio climático.	3.41	2.10	.37	.92
12	El cambio climático es demasiado complejo e incierto para que los científicos hagan pronósticos útiles.	2.41	1.62	.61	.90

Nota: 426 observaciones. *M* = Media, *DE* = Desviación estándar, $r_{(i\text{-}t)}$ = Correlación ítem-test corregida, α-it = Alfa si se elimina el ítem

Tabla 2. Matriz de correlaciones.

	ECCS	Antropocentrismo	Ecocentrismo	Tendencia política
ECCS	1	.506**	−.433**	.404**
Antropocentrismo (NEP)		1	−.383**	392**
Ecocentrismo (NEP)			1	−.239**
Tendencia Política				1

Nota: **indica $p < .001$

sus dimensiones de antropocentrismo y ecocentrismo, se observa la matriz de correlaciones en la Tabla 2. Tal y como se espera, se encontró correlación positiva y significativa de la ECC con la tendencia política de derechas *rho* (426) = .404; $p < .001$ y con el antropocentrismo *rho* (426) = .506; $p < .001$ y correlación negativa y significativa con el ecocentrismo *rho* (426) = −.433; $p < .001$.

Análisis Factorial Confirmatorio

Para confirmar la estructura factorial de la ECCS se procede a los AFC tomando en cuenta por una parte el modelo original de la ECCS y a posterior una versión reducida de 11 ítems (sin el ítem 11) (ECCS-11) para conocer cuál de los dos modelos del ECCS se ajusta mejor para la interpretación de los ítems dentro del ajuste interno de la medida,

Tabla 3. Análisis factorial confirmatorio de la ECCS con estimación de Máxima Verosimilitud.

Modelo	Ajuste absoluto y basado en la no centralidad					Ajuste Incremental	
	χ^2	*gl*	*p*	χ^2/gl	*RMSEA*	*CFI*	*TLI*
Unifactorial (12 ítems)	187.5	54	.000	3.47	.044 [.039–.050]	.966	.959
Unifactorial (11 ítems)	150.2	44	.000	3.41	.044 [.038–.049]	.970	.963

Nota: χ^2 = Chi cuadrado; *gl* = grados de libertad; χ^2/gl = Chi cuadrado normado; *RMSEA* = Error Medio Cuadrático de Aproximación; *CFI* = Índice de Ajuste Comparado; *TLI* = índice Tucker-Lewis.

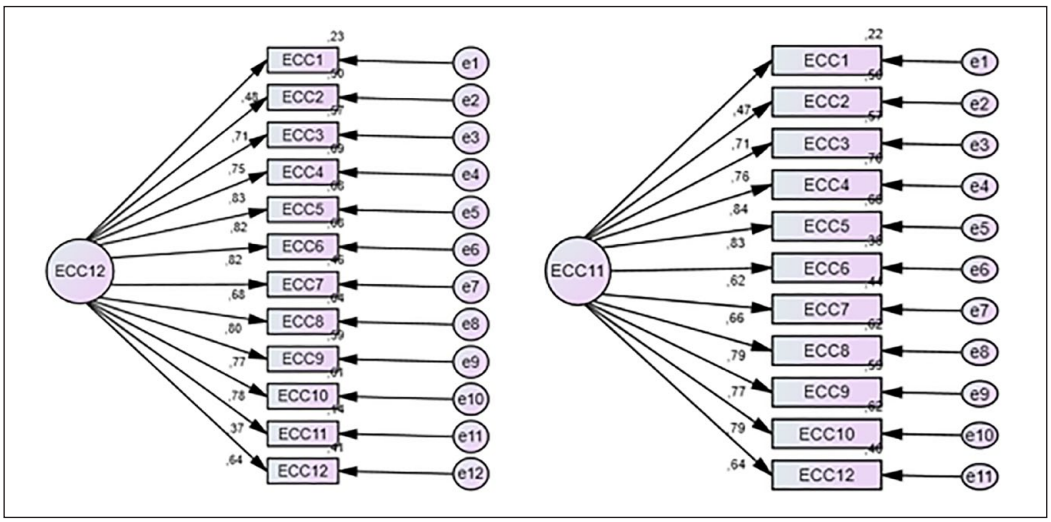

Figura 2. Estructura factorial de la Escala de Escepticismo Hacia el Cambio Climático en las versiones de 12 y 11 ítems.

Nota: Los círculos representan a las variables latentes, mientras que los rectángulos a las variables observables. Los valores en las flechas unidireccionales corresponden a las cargas factoriales de los ítems, así como los errores de medida.

considerando un modelo de ajuste unifactorial. En la Tabla 3 se observan los valores de los distintos índices de ajuste de la ECCS en función de los dos modelos propuestos. En los dos casos, los criterios de ajuste son relativamente adecuados (con excepción del χ^2, debido principalmente al tamaño de la muestra, lo cual se corrige con el χ^2/gl que se encuentran dentro de los criterios de tolerancia). Sin embargo, los ajustes son ligeramente mejores en el ECC-11 en especial en los indicadores de ajuste incremental (*CFI* y *TLI*).

De forma complementaria, en la Figura 2 se observan las saturaciones de los ítems de la ECCS y la ECCS-11 respectivamente. Las cargas factoriales en el modelo 1 oscilan entre $\lambda_{(ítem\ 11)} = .37$ y $\lambda_{(ítem\ 4)} = .83$. Mientras que en el ECCS-11, las cargas oscilan entre $\lambda_{(ítem\ 2)} = .47$ y $\lambda_{(ítem\ 4)} = .84$. Como se observa, el comportamiento del ítem 11 como en los análisis anteriores sigue evidenciando bajo desempeño, en este aspecto, una carga baja, puede tener implicaciones en la explicación de la varianza total de la medida, dado que no alcanza el criterio de tolerancia esperado. En este sentido, presumiblemente puede considerarse a la ECCS-11 como el modelo más adecuado para medir el constructo en la muestra española, aunque para favorecer la validez de contenido la versión original se la considera emplear dado que el ajuste factorial igual sigue siendo adecuado.

Tabla 4. Análisis de equivalencia de medida por género.

Restricciones	$\chi^2(gl)$	*CFI*	*RMSEA*	$\Delta\chi^2$	Δ*CFI*	Δ*RMSEA*
Línea base hombres	129.39 (54)	.966	.067	—	—	—
Línea base mujeres	118.94 (54)	.974	.054	—	—	—
Sin restricciones	427.80 (108)	.965	.045	—	—	—
Métrica o débil	462.63 (119)	.961	.046	27.11 (11)*	.004	.000
Escalar o fuerte	482.86 (130)	.959	.045	19.58 (11)	.003	.000
Estricta	519.41 (131)	.953	.048	71.25 (12)***	.006	.003

Nota: *$p < .05$; ***$p < .001$; χ^2 = Chi cuadrado; *gl* = grados de libertad; *CFI* = Índice de Ajuste Comparado; *RMSEA* = Error Medio Cuadrático de Aproximación; Δ = Cambio

Análisis de equivalencia de medida de la ECCS por género

Para probar la invarianza de medición de la ECCS según el género, se realizó un análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFC-MG) (ver Tabla 4). Se parte de los análisis de los ajustes del modelo de forma independiente por grupo (líneas base), ahí se observa que los dos grupos conservan de forma independientes indicadores de ajuste adecuados y por lo tanto se consideran similares.

Ya en el AFC-MG, se probaron los distintos niveles de restricción. En el modelo de invarianza métrica, en el que se restringieron las cargas factoriales para que fueran iguales entre hombres y mujeres. Los índices mostraron que el modelo ajustó bien y cuando se comparó con el primer modelo (sin restricciones) el Δ*CFI* fue $< .01$ y el Δ*RMSEA* resultó $< .015$, y $\Delta\chi^2$ fue significativo ($p < .05$) (considerando la sensibilidad de la prueba al tamaño de la muestra). Por lo tanto, es adecuado. En la prueba del modelo de invarianza escalar o fuerte, en el que los interceptos además de las cargas factoriales, se restringieron para que fueran iguales entre los grupos igualmente se muestra un buen ajuste, Al compararlo con el modelo de invarianza métrica, no se presentaron cambios significativos en el Δ*CFI* y Δ*RMSEA*, ni en $\Delta\chi^2$. Finalmente, el modelo de invarianza estricta, en el que se restringieron los residuales a más de las cargas factoriales y los interceptos, el $\Delta\chi^2$ resultó ser significativo ($p > .05$). Además, de que el Δ*CFI* y en el Δ*RMSEA* no aumentaron más de lo esperado.

Por lo tanto, los resultados muestran que la ECSS posee índices de ajuste satisfactorios en la invarianza métrica, escalar y estricta. Así, los puntajes entre los dos grupos analizados podrían ser predominantemente comparables y el cambio en las unidades podrían ser comparables entre ellos.

Por último, frente a la equivalencia de medida de la ECCS, se extrae de manera independiente la consistencia interna de la ECCS tanto para hombres con $\alpha_{(hombres)} = .933$ y $\omega_{(hombres)} = .934$, así como para las mujeres $\alpha_{(mujeres)} = .900$; $\omega_{(mujeres)} = .901$. En todos estos casos, las consistencias internas reportadas equivalentes a altas.

Discusión

Los objetivos del estudio fueron conocer las evidencias de validez (factorial, invarianza por género y de criterio) y de confiabilidad de la ECCS en una muestra de españoles.

En cuanto a la validez de criterio, se encontró que existe correlación positiva y significativa entre la ECCS y la dimensión de antropocentrismo del NEP y la tendencia política de derechas, y negativa y significativa con la dimensión de ecocentrismo del NEP que era lo que se esperaba en función de la literatura consultada (Dunlap, 2013; Engels et al., 2013; Haltinner & Sarathchandra, 2022; Hennes et al., 2020; Huber, 2020; Rutjens et al., 2018). Es decir, que el escepticismo se asocia de forma significativa con elementos de ideología

política así de información y posicionamiento social sobre este fenómeno, como un elemento relevante para la configuración de este fenómeno.

Sobre la validez de la medida, se encontró que el ECCS puede ser adecuadamente representado a través de un modelo de ajuste unidimensional, inicialmente por medio de 12 ítems según la propuesta original, así como también a través de un conjunto de 11 ítems. El criterio a considerar es que la carga factorial del ítem 11 aporta con una menor explicación de la varianza por lo que su retiro en esencia apoya a la integración de un modelo de ajuste con una participación de los ítems en la interpretación latente del constructo de forma más robusta. Los resultados de los valores de los indicadores de ajuste en el AFC del ECSS y del ECSS-11 se conservan dentro de los parámetros de aceptación y ajuste adecuado (Brown, 2015; Byrne, 2006; Dominguez-Lara, 2018; Hancock et al., 2019; Wolf et al., 2013). Se considera en base a la revisión que el empleo de la ECCS sigue siendo la más recomendable para su uso en la muestra española. Cabe señalar, que los resultados mostrados al momento no pueden ser contrastados con otros estudios debido a la aparente falta de estudios de validación instrumental, en este aspecto lo que se puede mencionar es que hay una coincidencia con la estructura factorial con la versión original que establece que la mejor representación es unidimensional (Whitmarsh, 2011). Sin embargo, esto debe ser tomado con cautela debido a que se requieren más estudios-réplica que den solidez y sobretodo evidencia de validez de la medida para medir fenómenos como el escepticismo al cambio climático.

Sobre la EM basado en el género. El ECSS se encontró que la medida a nivel independiente (hombres vs. mujeres) cuenta con ajustes adecuados para cada grupo, además, ya considerando restricciones a las cargas, interceptos y residuales se encuentran que los cambios encontrados no superan los valores de tolerancia (Asparouhov & Muthén, 2014; Brown, 2015; Meade et al., 2008; Moreta-Herrera et al., 2022) por lo que se considera que la ECSS es invariante a nivel métrico, fuerte y estricto. Esto es relevante considerar dado que existe evidencia que permite estimar que probables diferencias en la interpretación de los valores de escepticismo climático entre grupos clasificados por género responderían en realidad a diferencias provenientes de las características particulares de los grupos, que de diferencias en la mecánica de interpretación de la medida por parte de los grupos (Caycho-Rodríguez et al., 2022; Meade et al., 2008; Moreta-Herrera et al., 2024), garantizando así, la veracidad de los puntajes y la respectiva interpretación. Estos resultados al momento no pueden ser contrastables con otros estudios, debido a que no se presentan trabajos de EM clasificado por género del ECSS por lo que estos hallazgos, representan un avance significativo.

Entre las implicaciones del estudio se debe considerar que se aporta con información sobre la utilidad de una medida que evalúa de manera más amplia el constructo de escepticismo al cambio climático y que actualmente tiene un interés no solo teórico en las ciencias que investigan el clima, sino práctico por las implicaciones reales que tiene el cambio climático y precisamente para proponer mejoras en los procesos de intervención y corrección de este fenómeno se requiere de instrumental que mida de manera más precisa este y otros fenómenos similares. Así, las evidencias de validez de la escala reafirman su utilidad para la investigación social del cambio climática, pero también se adapta para estos fines al idioma castellano que permitirá profundizar explorar este fenómeno en este grupo poblacional y abre la puerta para otros grupos nacionales que comparten la misma lengua.

Conclusiones

La estructura factorial unidimensional de la Escala de Escepticismo hacia el Cambio climático en población española se ha confirmado y concuerda con la versión original (Whitmarsh, 2011). La CCES además obtiene buenos índices de ajuste en invarianza métrica, escalar y estricta. Además, se estima que la escala obtiene índices adecuados de fiabilidad. En cuanto a la validez de criterio, se encuentra correlaciones

positivas y significativas con el antropocentrismo y la tendencia política de derechas y negativas y significativas con el ecocentrismo. Finalmente se concluye que la CCES posee buenas propiedades psicométricas y equivalencia de medida respecto al género en población española, por lo que se sugieren que, en vez de usar escalas de un solo ítem (que tradicionalmente se han usado para medir este constructo), se emplee esta escala en el futuro.

Declaration of conflicting interests / *Declaración de conflicto de intereses*

The author(s) declared no potential conflicts of interest with respect to the research, authorship, and/or publication of this article. / *El (Los) autor(es) declara(n) que no existen posibles conflictos de intereses. con respecto a la investigación, autoría y/o publicación de este artículo.*

Funding / *Financiación*

The author(s) received no financial support for the research, authorship, and/or publication of this article. / *El (Los) autor(es) no recibieron apoyo financiero para la investigación, autoría y/o publicación de este artículo.*

ORCID iD

Aitor Larzabal-Fernandez https://orcid.org/0000-0001-6756-5768

References / *Referencias*

Abbass, K., Qasim, M. Z., Song, H., Murshed, M., Mahmood, H., & Younis, I. (2022). A review of the global climate change impacts, adaptation, and sustainable mitigation measures. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*, 42539–42559. https://doi.org/10.1007/s11356-022-19718-6

Abellán López, M. Á. (2021). El cambio climático: negacionismo, escepticismo y desinformación. *Tabula Rasa*. https://doi.org/10.25058/20112742.n37.13

Amérigo, M., & González, A. (2002). Los valores y las creencias medioambientales en relación con las decisiones sobre dilemas ecológicos. *Estudios de Psicología*, *22*(1), 65–73. https://doi.org/10.1174/021093901609604

Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Multiple-group factor analysis alignment. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *21*(4), 495–508. https://doi.org/10.1080/10705511.2014.919210

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.

Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modeling with EQS: Basic concepts, applications, and programming*. Lawrence Erlbaum Associates.

Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, *20*(4), 872–882.

Caycho-Rodríguez, T., Vilca, L. W., Cervigni, M., Gallegos, M., Martino, P., Portillo, N., Barés, I., Calandra, M., & Burgos Videla, C. (2022). Fear of COVID-19 scale: Validity, reliability and factorial invariance in Argentina's general population. *Death Studies*, *46*(3), 543–552. https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1836071

Corner, A., Whitmarsh, L., & Xenias, D. (2012). Uncertainty, scepticism and attitudes towards climate change: Biased assimilation and attitude polarisation. *Climatic Change*, 114(3–4), 463–478. https://doi.org/10.1007/s10584-012-0424-6

Dominguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica*, *28*(6), 401–402. https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.06.002

Doran, P. T., & Zimmerman, M. K. (2009). Examining the scientific consensus on climate change. *EOS*, *90*, 22–23. https://agupubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1029/2009EO030002

Dunlap, R. E. (2013). Climate change skepticism and denial: An introduction. *American Behavioral Scientist*, *57*(6), 691–698. https://doi.org/10.1177/0002764213477097

Dunlap, R. E., & Van Liere, K. D. (1978). The " New Environmental Paradigm " . *Journal of Environmental Education*, *9*(4), 37–41. https://doi.org/10.1080/00958964.1978.10801875

Dunlap, R. E., Van Liere, K. D., Mertig, A. G., & Jones, R. E. (2000). New trends in measuring environmental attitudes: Measuring endorsement of the new ecological paradigm: A revised NEP scale. *Journal of Social Issues*, *56*(3), 425–442. https://doi.org/10.1111/0022-4537.00176

Ecklund, E. H., Scheitle, C. P., Peifer, J., & Bolger, D. (2017). Examining links between religion, evolution views, and climate change skepticism. *Environment and Behavior*, *49*(9), 985–1006. https://doi.org/10.1177/0013916516674246

Engels, A., Hüther, O., Schäfer, M., & Held, H. (2013). Public climate-change skepticism, energy preferences and political participation. *Global*

Environmental Change, *23*(5), 1018–1027. https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2013.05.008

Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático (IPCC). (2019). *Calentamienot Global de 1.5 °C*. Author.

Haltinner, K., & Sarathchandra, D. (2022). Predictors of pro-environmental beliefs, behaviors, and policy support among climate change skeptics. *Social Currents*, *9*(2), 180–202. https://doi.org/10.1177/23294965211001403

Hancock, G., Stapleton, L., & Mueller, R. (2019). *The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences* (2nd ed.). Routledge.

Hennes, E. P., Kim, T., & Remache, L. J. (2020). A goldilocks critique of the hot cognition perspective on climate change skepticism. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, *34*, 142–147. https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2020.03.009

Hornsey, M. J., & Fielding, K. S. (2020). Understanding (and reducing) inaction on climate change. *Social Issues and Policy Review*, *14*(1), 3–35. https://doi.org/10.1111/sipr.12058

Hornsey, M. J., Harris, E. A., & Fielding, K. S. (2018). Relationships among conspiratorial beliefs, conservatism and climate scepticism across nations. *Nature Climate Change*, *8*(7), 614–620. https://doi.org/10.1038/s41558-018-0157-2

Huber, R. A. (2020). The role of populist attitudes in explaining climate change skepticism and support for environmental protection. *Environmental Politics*, *29*(6), 959–982. https://doi.org/10.1080/09644016.2019.1708186

Hulme, M. (2009). *Why we disagree about climate change: Understanding controversy, inaction and opportunity*. Cambridge University Press. https://books.google.com/books?hl=es&lr=&id=DWMkb4ondbQC&oi=fnd&pg=PT1&ots=s0Bqk7LIiY&sig=7URDW7EtMJMC4pud6ijQUed8Nww

IPCC. (2021). Climate change 2021: The physical science basis. In V. Masson-Delmotte, P. Zhai, A. Pirani, S.L. Connors, C. Péan, S. Berger, N. Caud, Y. Chen, L. Goldfarb, M.I. Gomis, M. Huang, K. Leitzell, E. Lonnoy, J.B.R. Matthews, T.K. Maycock, T. Waterfield, O. Yelekçi, R. Yu, and B. Zhou (Eds.), *Contribution of working group I to the sixth assessment report of the intergovernmental panel on climate change*. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/9781009157896

Isart Gil, M., & Vicent Montalt, R. (2018). *La retrotraducción como herramienta de comprobación de la equivalencia y de la adaptación intercultural en la traducción de instrumentos de valoración de la salud*. Universitat Jaume I.

Larzabal-Fernandez, A., Pilco, K., Moreta-Herrera, R., & Rodas, J. A. (2023). Psychometric properties of the Kessler Psychological Distress Scale in a sample of adolescents from Ecuador. *Child Psychiatry & Human Development*. Advance online publication. https://doi.org/10.1007/s10578-023-01501-4

Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, *48*(3), 936–949. https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7

Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, *57*(3), 519–530. https://doi.org/10.2307/2334770

Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, *93*(3), 568–592. https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568

Montero, I., & León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *7*(3), 847–862.

Moreta-Herrera, R., Dominguez-Lara, S., Rodas, J. A., Sánchez-Guevara, S., Montes-De-Oca, C., Rojeab-Bravo, B., & Salinas, A. (2022). Examining psychometric properties and measurement invariance of the Emotion Regulation Questionnaire in an ecuadorian sample. *Psychological Thought*, *15*(2), 57–74. https://doi.org/10.37708/psyct.v15i2.634

Moreta-Herrera, R., Perdomo-Pérez, M., Reyes-Valenzuela, C., Gavilanes-Gómez, D., Rodas, J. A., & Rodríguez-Lorenzana, A. (2024). Analysis from the classical test theory and item response theory of the Satisfaction with Life Scale (SWLS) in an Ecuadorian and Colombian sample. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, *34*(5), 739–751. https://doi.org/10.1080/10911359.2023.2187915

Oreskes, N. (2004). Beyond the ivory tower: The scientific consensus on climatic change. *Science*, *306*(5702), 1686. https://doi.org/10.1126/science.1103618

Poortinga, W., Spence, A., Whitmarsh, L., Capstick, S., & Pidgeon, N. F. (2011). Uncertain climate: An investigation into public scepticism about

anthropogenic climate change. *Global Environmental Change*, *21*(3), 1015–1024. https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2011.03.001

Poortinga, W., Whitmarsh, L., Steg, L., Böhm, G., & Fisher, S. (2019). Climate change perceptions and their individual-level determinants: A cross-European analysis. *Global Environmental Change*, *55*, 25–35. https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2019.01.007

Rahmstorf, S. (2004). The climate sceptics. In *Weather catastrophes and climate change* (pp. 78–82). Munchener Ruck. Munich Re Group.

Rutjens, B. T., Sutton, R. M., & van der Lee, R. (2018). Not all skepticism is equal: Exploring the ideological antecedents of science acceptance and rejection. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *44*(3), 384–405. https://doi.org/10.1177/0146167217741314

Suárez, E., Salazar, M. E., Hernández, B., & Martín, A. M. (2007). ¿Qué motiva la valoración del medio ambiente? La relación del ecocentrismo y del antropocentrismo con la motivación interna y externa. *Revista de Psicologia Social*, *22*(3), 235–243. https://doi.org/10.1174/021347407782194434

Van der Linden, S. L., Leiserowitz, A. A., Feinberg, G. D., & Maibach, E. W. (2015). The scientific consensus on climate change as a gateway belief: Experimental evidence. *PLoS One*, *10*(2), e0118489. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0118489

Vázquez, A., Larzabal-Fernández, A., & Lois, D. (2021). Situational materialism increases climate change scepticism in men compared to women. *Journal of Experimental Social Psychology*, *96*, 104163. https://doi.org/10.1016/j.jesp.2021.104163

Vozmediano, L., & Guillén, C. (2005). Escala Nuevo Paradigma Ecológico: propiedades psicométricas con una muestra española. *Medio Ambiente y Comportamiento Humano: Revista Internacional de Psicología Ambiental*, *6*, 37–49. https://mach.webs.ull.es/PDFS/Vol6_1/VOL_6_1_d.pdf

Whitmarsh, L. (2005). *A study of public understanding of and response to climate change in the South of England* [Unpublished doctoral thesis]. University of Bath.

Whitmarsh, L. (2011). Scepticism and uncertainty about climate change: Dimensions, determinants and change over time. *Global Environmental Change*, *21*(2), 690–700. https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2011.01.016

Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., & Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models. *Educational and Psychological Measurement*, *73*(6), 913–934. https://doi.org/10.1177/0013164413495237