

# Adaptación y validación preliminar de la Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales en población chilena

Preliminary Adaptation and Validation of the Cultural Theory of Environmental Worldviews Scale in Chilean Population

José Sandoval-Díaz<sup>1</sup> , Patricio Neumann<sup>2</sup> , Ricardo Rey Clericus<sup>3</sup> 

Universidad del Bío-Bío

Chile

## Fecha correspondencia:

Recibido: abril 8 de 2020.

Aceptado: enero 18 de 2021.

## Forma de citar:

Sandoval-Díaz, J., Neumann, P., & Rey Clericus, R. (2021). Adaptación y validación preliminar de la Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales en población chilena. *Rev. CES Psico*, 14(1), 16-35.

## Open access

 Copyright

[Licencia creative commons](#)

[Ética de publicaciones](#)

[Revisión por pares](#)

[Gestión por Open Journal System](#)

DOI: [http://dx.doi.org/10.21615/](http://dx.doi.org/10.21615/cesp.14.1.3)

[cesp.14.1.3](#)

ISSN: 2011-3080

## Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo adaptar y aportar evidencias preliminares de validez de la Escala de teoría cultural de cosmovisiones ambientales en el contexto latinoamericano. Se analizaron evidencias de validez de contenido mediante el juicio de cuatro expertos, validez discriminante y convergente, estructura interna a través de análisis factorial exploratorio y confirmatorio, y consistencia interna a través del coeficiente Omega. Mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, se seleccionaron 500 participantes en edad adulta que residían en la región del Ñuble, Chile. Se obtuvo una versión revisada y adecuada lingüísticamente del instrumento, que presentó coeficientes de concordancia de Kappa que fluctuaron entre considerable y casi perfecto en cuanto a su contenido. Los análisis estadísticos dan cuenta de la idoneidad del instrumento de 15 ítems y un análisis factorial confirmatorio que apoya la estructura interna de cuatro factores (individualismo, igualitarismo, jerarquismo y fatalismo); igual que la versión original. Los coeficientes de consistencia interna fueron aceptables para las cuatro subescalas. Respecto a la validez discriminante se obtuvieron medidas de varianza extraída adecuadas para igualitarismo, jerarquismo y fatalismo (sólo individualismo presentó valores levemente bajo lo esperado), y respecto a la validez convergente se obtuvieron valores adecuados en fiabilidad compuesta para los cuatro factores. Estos hallazgos avalan el uso de la versión en español de la Escala de teoría cultural de cosmovisiones ambientales en población de habla hispana, contribuyendo a la potencial ampliación de estudios socioculturales sobre el medioambiente en Latinoamérica.

**Palabras clave:** Escala Teoría Cultural de Cosmovisiones Ambientales, Teoría Cultural, Percepción del Riesgo, Adaptación, Validación, Estudio Metodológico, Comportamiento Ambiental, Chile.

Comparte



**Sobre los autores:**

1. Doctor en Psicología. Magíster en Ciencias Sociales. Psicólogo. Docente Departamento de Ciencias Sociales, Universidad del Bío-Bío (Chile). Miembro del Centro Estudios Ñuble y del Grupo de Investigación en Ciudadanía y Equidad (CIEQ).

2. Doctor en Ciencias Ambientales. Magíster en Ciencias de la Ingeniería. Ingeniero Ambiental. Docente Departamento de Ciencias Básicas, Universidad del Bío-Bío (Chile). Miembro del Centro de Recursos Hídricos para la Agricultura y Minería (CRHAM, Chile) ANID/FONDAP/15130015.

3. Doctor en Psicología. Docente Departamento de Ciencias Sociales de la Universidad del Bío Bío. Socio de la Sociedad Chilena de Psicología Clínica y miembro fundador de la Sociedad Chilena de Medicina Conductual y Psicología de la salud.

**Abstract**

The objective of this study was to adapt and provide preliminary validity evidence of the cultural theory and environmental worldviews scale in the Latin-American context. Content validity evidence was assessed by the judgment of four experts, discriminant and convergent validity, internal structure through exploratory and confirmatory factor analysis, and internal consistency using the omega coefficient. The sample consisted of 500 participants from the Ñuble region, Chile. Regarding the results, a revised and linguistically adapted version of the instrument was obtained, which presented a kappa coefficient ranging from substantial to almost perfect regarding the content. The statistical analysis shown the adequacy of the 15-item instrument and a confirmatory factor analysis which supported the four-factor internal structure (individualism, egalitarianism, hierarchy, and fatalism), as in the original version. The internal consistency assessed using the Omega coefficient was acceptable for the four subscales. Regarding discriminant validity, adequate average variance extracted was obtained for egalitarianism, hierarchy, and fatalism (only individualism presented values slightly lower than expected), while convergent validity showed adequate composite reliability values for the four factors. These findings support the use of the Spanish version of Cultural Theory scale of and Environmental Worldviews in Spanish speaking population, contributing to potential further sociocultural studies about the environment in Latin America.

**Keywords:** Cultural Theory and Environmental Worldviews Scale, Cultural Theory, Risk Perception, Adaptation, Validation, Methodological Studies, Environmental Behavior, Chile.

**Introducción**

El cambio climático, y la intensificación de eventos extremos que conlleva, no sólo requiere medidas de mitigación de corte técnico, político y económico, sino también de la construcción de puentes interdisciplinarios que profundicen en las características del ensamblaje sionatural de dicha problemática, y del papel del comportamiento adaptativo de las comunidades expuestas-susceptibles (Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC], 2014; Latour, 2017; Sandoval-Díaz, Cuadra-Martínez, Orellana-Fonseca, & Sandoval-Obando, 2021; Sapiains & Ugarte, 2017a). Para responder al riesgo de desastres y eventos extremos ambientales, es necesario integrar los distintos componentes de la dimensión humana (culturales, psicosociales, territoriales y comportamentales), sus *vulnerabilidades* simbólicas-materiales y sus potenciales acciones de *agenciamiento* (y *resiliencia*) (Clayton, 2019; Cuadra, Véliz, Sandoval, & Castro, 2017; Sandoval-Díaz, 2020; Sapiains & Ugarte, 2017a; Sapiains & Ugarte, 2017b).

De acuerdo con los criterios de vulnerabilidad establecidos por la Convención Marco de Naciones Unidas sobre el Cambio Climático [CMNUCC], Chile es un país altamente *expuesto* a su impacto, debido a sus vastas (a) áreas de borde costero de baja altura, (b) zonas áridas, semiáridas y de bosques, (c) áreas propensas a sequía y desertificación, (d) zonas urbanas con problemas de contaminación atmosférica, (e) ecosistemas montañosos como las cordilleras de la Costa y de los Andes, y (g) alta susceptibilidad a peligros extremos (IPCC, 2014). En cuanto a la percepción del riesgo, 88% de la población chilena cree que el cambio climático es generado principalmente por la actividad humana y 93% afirma estar consciente de la importancia de este

fenómeno; la contaminación atmosférica se mantiene como el principal problema ambiental identificado por la población nacional (32%), seguido por la generación de residuos (Ministerio de Medio Ambiente de Chile, 2018).

Dada la complejidad que supone la problemática del cambio climático (Clayton, 2019; Uzzell, 2003), desde el campo de la psicología ambiental se ha planteado que los distintos componentes psicosociales relacionados con esta problemática (percepciones de riesgo, actitudes, creencias y/o potenciales comportamientos) deben integrarse contextual y culturalmente bajo una visión comprehensiva e histórica del entorno sicionatural (Latour, 2017). Este planteamiento se apoya en la tesis de que las acciones personales y/o grupales ante los peligros o riesgos ambientales emergentes (tales como el cambio climático), se encuentran teñidas por los "valores de la comunidad" a la cual se adscriben (sea esto consciente o no), articulando de esta manera componentes subjetivos, ambientales, económicos y políticos, es decir, en clave de *cosmovisiones culturales* (Meader, 2002; Meader, Uzzell, & Gatersleben, 2006); planteamientos derivados de la teoría cultural de los riesgos.

Las acciones personales y/o grupales ante los peligros o riesgos ambientales emergentes (tales como el cambio climático), se encuentran teñidas por los "valores de la comunidad" a la cual se adscriben (sea esto consciente o no), articulando de esta manera componentes subjetivos, ambientales, económicos y políticos, es decir, en clave de cosmovisiones culturales (Meader, 2002; Meader, Uzzell, & Gatersleben, 2006); planteamientos derivados de la teoría cultural de los riesgos.

### Teoría cultural de los riesgos

Esta perspectiva interpretativa versa sobre la formación de juicios sobre el peligro, la contaminación y/o las amenazas del entorno, evidenciando su dependencia al contexto sociocultural (Douglas, 2003). Originaria de los estudios antropológicos de Douglas y Wildavsky, esta teoría se constituye en un marco conceptual-empírico que trata de explicar la emergencia de cosmovisiones diferenciadas entre grupos a partir del contexto sociocultural, lo que conlleva, en algunos casos, a conflictos simbólicos-materiales entre visiones ontológicas diferentes sobre el mundo (Douglas & Wildavsky, 1983). Cosmovisiones entendidas como las convicciones/creencias que posee un grupo sobre la forma en que la sociedad protege y justifica sus juicios morales, reforzando las preferencias de los individuos hacia un tipo de organización social o modo de vida particular (Martínez-Torvisco & La Rocca, 2018; Thompson, Ellis, & Wildavsky, 1990). Wildavsky y Dake (1990) identifican cuatro cosmovisiones predominantes: igualitarismo, jerarquismo, individualismo y fatalismo.

(a) El *igualitarismo* sostiene que las relaciones en el entorno social deben basarse en la igualdad y justicia; lo cual se extiende al entorno físico, bajo la creencia de que la naturaleza debe cuidarse, dada su fragilidad y susceptibilidad ante una potencial catástrofe antrópica.

(b) El *jerarquismo* justifica la estratificación social bajo la convicción de que el poder y la autoridad deben fundarse en un formalismo verticalista. Teme a la desviación social que amenaza el orden establecido y se somete al juicio de la evaluación tecnocrática de expertos.

(c) El *individualismo* concibe el entorno como un nicho de emprendimiento ganancial, buscando ejercer control sobre el medioambiente y las personas que lo integran. Dado que según esta cosmovisión sobreviven los más fuertes, la naturaleza es concebida sólo como un recurso ilimitado más.

(d) Por último, el *fatalismo* plantea un control mínimo sobre el entorno, sosteniendo que el sistema social es esencialmente impredecible e injusto. El entorno natural se visualiza de manera similar y, como resultado de esta visión, se considera que no se tiene control sobre la prevención de desastres ambientales.

Cada cosmovisión supone la aceptación o evitación de determinados riesgos, a partir de la adhesión a un determinado "sesgo cultural" que ordena la forma de percibir y actuar sobre el entorno, a esto se suma que algunos riesgos se politizan mientras que otros permanecen latentes (García-Acosta, 2005; Thompson et al., 1990).

Desarrollos posteriores extendieron su aplicación y medición hacia el dominio ambiental (Dake, 1992; Thompson et al., 1990), en tanto mitos de la naturaleza: (a) Fatalista (naturaleza caprichosa), (b) Jerarquista (naturaleza perversa/tolerante), (c) Individualista (naturaleza benigna) e (d) Igualitarista (naturaleza efímera), ofreciendo así una alternativa a los enfoques convencionales basados en actitudes y/o percepciones individualistas del riesgo (Tansey & O'riordan, 1999). En los últimos 30 años, esta teoría ha ido ganando influencia en el estudio de la *preocupación ambiental*, entendida como el conjunto de normas morales o sentimientos de obligación personal que emergen de orientaciones de valor socioaltruistas, biosféricas y egoístas (Stern, 1992) y se ha insertado en sistemas de creencias más amplios, organizando así las visiones de la naturaleza y del medioambiente (Lima & Castro, 2005; Meader, 2002).

A partir de la década del 90 del siglo pasado, se comienzan a desarrollar escalas para evaluar estas cosmovisiones, concebidas como lentes reguladores del encuentro entre los individuos y el entorno. Dake (1992), Wildavsky y Dake, (1990), a partir de las ideas propuestas por Schwarz y Thompson (1990), desarrollaron una primera escala compuesta de veinte ítems (cinco por cada cosmovisión), vinculando cada racionalidad con un mito particular de la naturaleza.

A partir de la década del 90 del siglo pasado, se comienzan a desarrollar escalas para evaluar estas cosmovisiones, concebidas como lentes reguladores del encuentro entre los individuos y el entorno. Dake (1992), Wildavsky y Dake, (1990), a partir de las ideas propuestas por Schwarz y Thompson (1990), desarrollaron una primera escala compuesta de veinte ítems (cinco por cada cosmovisión), vinculando cada racionalidad con un mito particular de la naturaleza. Posteriormente, Marris, Langford y O'Riordan (1996; 1998) evidenciaron una relación entre cosmovisiones y preferencias en el manejo de problemáticas ambientales. Por su parte, Ellis y Thompson (1997) evidenciaron una relación positiva entre igualitarismo y ambientalismo, y una fuerte relación negativa entre individualismo y ambientalismo. En la década del 2000, Steg y Sievers (2000) desarrollaron un instrumento de medición a partir de cuatro preguntas (cada una operacionalizando una preferencia y una cosmovisión), y encontraron variaciones significativas en la evaluación que las personas realizaron sobre las estrategias de gestión de riesgos ambientales y el comportamiento de toma de riesgos respecto al uso del automóvil. Posteriormente, Meader (2002) y Meader, Uzzell y Gatersleben (2006) encontraron que estas cuatro visiones del mundo se pueden generalizar a los dominios cultural, ambiental y económico (ej. las cosmovisiones igualitarias respecto a asuntos culturales, ambientales y económicos están asociadas positivamente entre sí). Y Lima y Castro (2005) reportaron que las cosmovisiones culturales sobre la naturaleza influían en la "hipermetropía ambiental", es decir, en los casos en los que la preocupación ambiental es más fuerte hacia los problemas globales por sobre los locales (ej. Las personas con cosmovisiones igualitarias presentaron mayor grado de discrepancia, mientras las personas con cosmovisiones individualistas menos). No obstante, si bien existe un amplio desarrollo de investigaciones sustentadas en el marco conceptual de las cosmovisiones de la naturaleza en distintos ámbitos, sus resultados no han sido consistentes y en algunos casos imposibles de generalizar (Lima & Castro, 2005; Meader et al., 2006; Oltedal, Moen, Klempe, & Rundmo, 2004).

En consecuencia, es relevante revisar las características psicométricas de la *Escala de teoría cultural de cosmovisiones ambientales* en el contexto latinoamericano, con el fin de aportar al esclarecimiento de los mitos de la naturaleza en sí y su potencial vinculación con distintos componentes de la preocupación y comportamiento pro-ambiental.

Esta contribución podría estimular la realización de estudios latinoamericanos que apliquen la teoría cultural en el ámbito socioambiental, hasta ahora bastante escasos (García-Acosta, 2005; Hernández Peña, Vargas Cuervo, & Zafra Mejía, 2020).

En el contexto latinoamericano se han desarrollado y utilizado otros instrumentos vinculados al estudio de la preocupación ambiental, como la *Escala de Nuevo Paradigma Ecológico* (NEP), que evalúa las actitudes, creencias y valores que las personas tienen respecto al medioambiente (Dunlap, Van Liere, Mertig, & Jones, 2000). Moyano-Díaz y Palomo-Vélez (2014) validaron la versión revisada (NEP-R) para el contexto chileno y encontraron características psicométricas de fiabilidad y de estructura factorial exploratoria adecuadas, respaldando así su aplicación para la evaluación de creencias y actitudes ambientales (Fuentealba & Soto, 2016; Moyano-Díaz, Palomo-Vélez, & Moyano-Costa, 2015) y comportamiento ecológico responsable (Unanue, Vignoles, Dittmar, & Vansteenkiste, 2016). Si bien el uso de la Escala NEP (y NEP-R) es muy popular, esta no ha estado exenta de críticas de distinta índole (Bernstein, 2020): (a) En primer lugar, por su falta de sustento teórico con respecto a las actitudes (en términos socioculturales o psicosociales), lo que conlleva a la definición/medición indistinta entre constructos tales como creencias, actitudes, valores y visiones del mundo. (b) En segundo lugar, responde a la idea de la naturaleza como ente singular, es decir, abstraída del contexto sociohistórico, y de preferencia predominantemente individualista (Olmos-Gómez, Estrada-Vidal, Ruiz-Garzón, López-Cordero, & Mohamed-Mohand, 2019). (c) En tercer lugar, según análisis para comprobar su validez de constructo, la NEP-R presenta una estructura bidimensional para la versión chilena y argentina, respectivamente (Moyano-Díaz & Palomo-Vélez, 2014; Reyna, Bressán, Mola, Belaus, & Ortiz, 2018), no obstante, muchos de los análisis factoriales evidencian problemas respecto a su dimensionalidad y reportan modelos adecuados que fluctúan entre los dos y cinco factores (Bernstein, 2020). (d) Por último, la dificultad para realizar comparaciones culturales con los resultados obtenidos en estudios en los que se usó la Escala NEP, debido a sus múltiples variaciones metodológicas respecto al diseño y aplicación, particularmente con respecto a: a) cantidad de factores, variables e indicadores y b) tipo de muestra, y c) cantidad de opciones de respuesta empleadas (Bernstein, 2020; Hawcroft & Milfont, 2010).

Considerando la importancia de estudiar y comprender los problemas ambientales desde una perspectiva sociocultural, como de la necesidad de contar con nuevos instrumentos de medición validados en población latinoamericana, la presente investigación tuvo por objetivo realizar una adaptación al español y una revisión preliminar de las propiedades psicométricas de la Escala de teoría cultural de cosmovisiones ambientales diseñada originalmente por Meader (2002).

Por tanto, considerando la importancia de estudiar y comprender los problemas ambientales desde una perspectiva sociocultural, como de la necesidad de contar con nuevos instrumentos de medición validados en población latinoamericana, la presente investigación tuvo por objetivo realizar una adaptación al español y una revisión preliminar de las propiedades psicométricas de la *Escala de teoría cultural de cosmovisiones ambientales* diseñada originalmente por Meader (2002). Específicamente, se propuso evaluar la confiabilidad y validez de la adaptación en una muestra perteneciente a la región del Ñuble, Chile, a través de análisis de consistencia interna, validez de contenido, convergente, discriminante y estructura factorial interna exploratoria (AFE) y confirmatoria (AFC).

## Método

### Participantes

Mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, se seleccionaron 500 participantes en edad adulta que residían en la región del Ñuble, Chile. Las características sociodemográficas de los participantes se detallan en la Tabla 1.

**Tabla 1.** Características sociodemográficas de la muestra divididas por sexo

	<b>Mujeres n (%)</b>	<b>Hombres n (%)</b>	<b>Total n (%)</b>
Total	328 (65,6)	172 (34,4)	500 (100)
Residencia			
Urbano	285 (57)	150 (30)	435 (87)
Rural	43 (8,6)	22 (4,4)	65 (13)
Edad			
18-30	109 (21,8)	80 (16)	189 (37,8)
31-40	52 (10,4)	26 (5,2)	78 (15,6)
41-50	87 (17,4)	29 (5,8)	116 (23,2)
51 y mas	80 (16)	37 (7,4)	117 (23,4)
Nivel Educativo completado			
Básica	55 (11)	26 (5,2)	81 (16,2)
Secundaria	171 (34,2)	97 (19,4)	268 (53,6)
Universitaria	102 (20,4)	49 (9,8)	151 (30,2)
Ingreso			
Un ingreso mínimo *	203 (40,6)	81 (16,2)	284 (56,8)
Dos ingresos mínimos	53 (10,6)	31 (6,2)	84 (16,8)
Tres ingresos mínimos	27 (5,4)	18 (3,6)	45 (9,0)
Cuatro o más ingresos mínimos	45 (9)	42 (8,4)	87 (17,4)
Ocupación			
Sin trabajo y/o estudiando	131 (26,2)	52 (10,4)	183 (36,6)
Trabajos simples	59 (11,8)	33 (6,6)	92 (18,4)
Trabajos técnicos	57 (11,4)	39 (7,8)	96 (19,2)
Trabajos profesionales	72 (14,4)	41 (8,2)	113 (22,6)
Trabajos de alta especialización	9 (1,8)	7 (1,4)	16 (3,2)

\* Nota: Desde el 1 de marzo del 2020 el monto bruto es de 318.000 pesos chilenos, equivalentes a 476,56 dólares americanos (Ley 21.112).

Considerando la importancia de estudiar y comprender los problemas ambientales desde una perspectiva sociocultural, como de la necesidad de contar con nuevos instrumentos de medición validados en población latinoamericana, la presente investigación tuvo por objetivo realizar una adaptación al español y una revisión preliminar de las propiedades psicométricas de la Escala de teoría cultural de cosmovisiones ambientales diseñada originalmente por Meader (2002).

## Instrumentos

### *Cuestionario de antecedentes*

Cuestionario de auto aplicación de seis preguntas que registra características sociodemográficas de los participantes: zona residencial, sexo, edad, nivel educativo completado, ingresos económicos y ocupación laboral. Con este propósito se utilizó el formato de preguntas de la encuesta de caracterización socioeconómica de Chile (Ministerio de Desarrollo Social de Chile, 2018).

### *Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales (Meader, 2002).*

Escala autoadministrada derivada de la Teoría cultural de cosmovisiones ambientales, también conocidas como mitos de la naturaleza (Adams, 1995; Thompson, Ellis & Wildavsky, 1990) y de estudios empíricos derivados de estos (Marris, Langford, & O'Riordan, 1998; Steg & Sievers, 2000). Esta escala evalúa cuatro tipos de cosmovisiones ambientales (individualismo, igualitarismo, jerarquismo, fatalismo). Incluye 16 ítems tipo Likert con cinco alternativas de respuestas graduadas desde 1 = *muy en desacuerdo* y 5 = *muy de acuerdo*. La Tabla 2 presenta las características de consistencia interna de los estudios pioneros (Meader, 2002; Meader et al., 2006).

**Tabla 2.** Alfa de Cronbach en estudios previos

<b>Dimensiones</b>	<b>Meader (2002)</b>	<b>Meader et al., (2006)</b>
<i>Igualitarismo</i>	0,53	0,55
<i>Jerarquismo</i>	0,55	0,63
<i>Individualismo</i>	0,66	0,71
<i>Fatalismo</i>	0,78	Combinado con individualismo
<i>Tamaño de la muestra (n)</i>	36	123

### Consideraciones éticas

El presente estudio de validación de la Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales se encuentra vinculado al proyecto de investigación *DIUBB 186009 3/I "Consumo sustentable de bolsas de transporte de productos en el comercio: Evaluación ambiental del ciclo de vida asociado a los patrones del comportamiento de la población"*, que cuenta con la revisión y aval del comité de ética de la dirección de investigación de la Universidad del Bío-Bío, así como con la firma del consentimiento informado, resguardando los principios de beneficencia y autonomía de los informantes (França-Tarragó, 1996).

### Procedimiento

La versión británica de la Escala de teoría cultural de cosmovisiones ambientales (Meader, 2002) fue traducida al español, en primera instancia, por los autores del presente artículo. Posteriormente, un traductor profesional revisó la traducción y la comparó con la versión original, con el objetivo de realizar una adecuada adaptación semántica de los 16 ítems originales. Para la validación de contenido, como jueces expertos se seleccionaron cuatro académicos de universidades chilenas, con formación posgradual de maestría o doctorado y con experiencia de cinco años o más en docencia-investigación en el área medioambiental. En términos disciplinares, dos jueces provenían del campo de la psicología, uno de sociología y uno de ingeniería ambiental, a los cuales se les envió el instrumento y la planilla de revisión vía correo electrónico. Cabe mencionar que los jueces seleccionados no pertenecían al equipo de investigación y aceptaron participar voluntaria y gratuitamente.

Obtenida la validación de contenido, la Escala fue sometida a una prueba de pilotaje para evaluar su aplicabilidad/viabilidad en una muestra de 37 estudiantes universitarios chilenos. Con los datos obtenidos de la prueba piloto, se determinaron las últimas modificaciones respecto a instrucciones, formato de aplicación y tiempo para su formato definitivo (Ver Anexo 1).

Una vez concluida la fase de validez de contenido, se procedió a aplicar la Escala a los participantes que conforman la muestra. Los datos fueron recogidos por estudiantes universitarios capacitados para su aplicación, considerando los siguientes aspectos: a) esclarecimiento de objetivos, b) voluntariedad, c) confidencialidad, d) tiempo de aplicación y e) preguntas emergentes. La aplicación se realizó de manera individual en el hogar de los participantes, previo cumplimiento de criterios de inclusión muestral y disponibilidad; y no se otorgó ningún tipo de compensación por participar en el estudio. Se realizó en un sólo momento y presentó una duración

promedio de 20 minutos. Previo al diligenciamiento de la Escala, se informó a los/as participantes sobre la investigación y sus objetivos, quienes firmaron el respectivo consentimiento informado.

### **Análisis de datos**

#### *Validez de contenido*

Para la evaluación interjuez de los 16 ítems de la Escala y sus cuatro dimensiones originales, se utilizó la Plantilla de juicio de expertos diseñada por Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008), que considera los ámbitos de: (a) *Suficiencia*: Los ítems que pertenecen a una misma dimensión bastan para obtener la medición de ésta, (b) *Claridad*: El ítem se comprende fácilmente, es decir, su sintáctica y semántica son adecuadas, (c) *Coherencia*: El ítem tiene relación lógica con la dimensión o indicador que está midiendo, (d) *Relevancia*: El ítem es esencial o importante, es decir, debe ser incluido. Estos aspectos evaluados en cada ítem presentan cuatro niveles de valoración: (a) no cumple con el criterio, (b) bajo nivel, (c) moderado y (d) alto nivel de cumplimiento, considerando además posibles observaciones cualitativas (Cassepp-Borges, Balbinotti, & Teodoro, 2010).

Para el análisis estadístico de concordancia de fiabilidad interjuez se utilizó inicialmente el coeficiente Kappa de Fleiss, para más de dos evaluadores (Falotico & Quatto, 2015). Sin embargo, dado que este coeficiente puede presentar resultados sesgados y no ser buen indicador del acuerdo interjuez, evidenciado en la prevalencia de categorías altas (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011) se utilizó el coeficiente de Kappa multirater marginal-libre de Randolph (2005), con la fórmula de variación de Gwet (2010), obtenido por medio de la calculadora online de Kappa (Randolph, 2008). Respecto a la interpretación del coeficiente, el mínimo valor es 0 y el máximo 1, pudiendo presentar los siguientes rangos de fuerza de concordancia: (a) 0,00 = *pobre*, (b) 0,10 - 0,20 = *leve*, (c) 0,21 - 0,40 = *aceptable*, (d) 0,41 - 0,60 = *moderada*, (e) 0,61 - 0,80 = *considerable* y (f) 0,81 - 1,0 = *casi perfecta* (Landis & Koch, 1977).

#### *Estadísticos descriptivos y fiabilidad de consistencia interna*

En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo para cada ítem y su dimensión respectiva. Posteriormente, para el análisis de consistencia interna se utilizó el coeficiente Omega ( $\omega$ ) para las cinco dimensiones de la Escala (McDonald, 1999). Asimismo, se examinó la correlación ítem-total corregida, por medio del programa gráfico libre JASP versión 0.11.1.

#### *Validez convergente y discriminante*

Para analizar la validez convergente, Bagozzi, Yi y Phillips (1991) recomiendan que las cargas factoriales estandarizadas, a nivel de ítem-subescala, sean significativas y presenten valores superiores de 0,5, así como, una fiabilidad compuesta mayor a 0,7 (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2010). Por otro lado, para analizar la validez discriminante, Fornell y Lacker (1981) recomiendan comprobar que la raíz cuadrada de la medida de varianza extraída de cada dimensión sea mayor que el cuadrado de las correlaciones entre subdimensiones.

#### *Validez de constructo*

Para ambos análisis factoriales, se dividió aleatoriamente la muestra total ( $N = 500$ ) en dos submuestras, explorando la estructura factorial subyacente vía AFE ( $N = 300$ ; 60% muestra); para luego confirmar esa estructura en la segunda submuestra ( $N = 200$ ; 40% muestra) mediante AFC, según la recomendación de Brown (2015). Previa

a la implementación del AFE se utilizaron distintas pruebas de adecuación, utilizando el método de estimación Mínimos Cuadrados Diagonalmente Ponderados (DWLS) con rotación Promin; esto de acuerdo con las características de la matriz de correlación utilizada (policórica) y la robustez del método de rotación seleccionado (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). En cuanto al número de factores a retener se utilizó el método Hull para seleccionar factores comunes (Lorenzo-Seva, Timmerman, & Kiers, 2011). Por último, para el AFC se utilizó el método de estimación de medias de Mínimos Cuadrados Ponderados y Varianza Ajustada (WLSMV), previa revisión de coeficientes de adecuación del modelo, a través del programa Mplus® v.8.

## Resultados

### Validez de Contenido Interjuez

Se realizaron análisis de concordancia en tres ámbitos: a) dimensiones de la Escala, b) pares de jueces evaluadores, y c) criterios de evaluación utilizados. En primer lugar, las cuatro dimensiones de la Escala presentaron coeficientes de concordancia de Kappa que fluctuaron entre considerables y casi perfectos (ver Tabla 3).

**Tabla 3.** Coeficiente de concordancia para cada dimensión de la escala

<i>Dimensiones</i>	<i>Coeficiente free-marginal-kappa</i>	<i>IC 95%</i>	<i>Fuerza de concordancia Interpretación (Landis y Koch, 1977)</i>
Igualitarismo	0,64	0,41 – 0,87	Considerable
Jerarquismo	0,74	0,62 – 0,97	Considerable
Individualismo	0,90	0,76 – 1,00	Casi perfecta
Fatalismo	0,85	0,69 – 1,00	Casi perfecta

En segundo lugar, la fuerza de concordancia de Kappa por parejas de expertos fluctuó entre aceptable (Igualitarismo), considerable (Individualismo e Fatalismo) y casi perfecta (Jerarquismo); lo cual se detalla en la Tabla 4.

**Tabla 4.** Coeficiente de concordancia por dimensión entre pares de jueces

<i>Dimensiones</i>	<i>Coeficiente free-marginal-kappa - concordancia por jueces</i>					
	<i>1-2*</i>	<i>1-3</i>	<i>1-4</i>	<i>2-3</i>	<i>2-4</i>	<i>3-4</i>
Igualitarismo	0,59	0,79	0,90	0,69	0,59	0,90
Jerarquismo	1	0,90	0,90	0,90	1	0,90
Individualismo	0,79	0,79	0,90	0,79	0,79	0,79
Fatalismo	0,69	0,59	0,79	0,69	0,90	0,79

Nota: \*Numero correspondiente a cada juez (juez 1, juez 2, juez3 y juez4).

En tercer lugar, la fuerza de concordancia de Kappa de los criterios de evaluación fue de casi perfecta en los ámbitos de suficiencia, coherencia y relevancia, mientras que el tópico claridad presentó una fuerza de concordancia considerable (ver Tabla 5).

**Tabla 5.** Coeficiente de Kappa en los cuatro ámbitos de evaluación

Ámbitos	Coeficiente free-marginal-kappa	IC95%	Fuerza de concordancia Interpretación (Landis y Koch, 1977)
Suficiencia	0,83	0,51 – 1,00	Casi perfecta
Claridad	0,64	0,42 – 0,86	Considerable
Coherencia	0,90	0,77 – 1,00	Casi perfecta
Relevancia	0,92	0,81 – 1,00	Casi perfecta

En términos cualitativos, a partir de las observaciones del panel de expertos, se conservaron todos los ítems y se mostró conformidad en cuanto al formato de administración y longitud del instrumento. Por último, identificaron problemas menores en la redacción (conectores y direccionalidad) en los ítems 1, 4 y 15 (Ver Anexo 1).

### Estadísticos Descriptivos y Consistencia Interna

En la Tabla 6 se observa que los puntajes promedios de los ítems variaron entre 3,30 a 4,58 puntos ( $DE = 0,58$  a  $1,20$ ), lo que indica la no ocurrencia de un efecto de "piso" (1) o "techo" (5) en cualquiera de los ítems analizados. Las correlaciones ítem-subescala iniciales fueron para: (a) Igualitarismo (entre  $r = 0,13$  y  $r = 0,49$ ), (b) Jerarquismo (entre  $r = 0,43$  y  $r = 0,56$ ), (c) Individualismo (entre  $r = 0,52$  y  $r = 0,61$ ) y (d) Fatalismo (entre  $r = 0,48$  y  $r = 0,70$ ). Sólo el ítem 1 de la subescala de Igualitarismo obtuvo un valor menor a 0,30 ( $r = 0,13$ ), en consecuencia, se decidió eliminar este ítem de la escala, obteniendo nuevas correlaciones ítem-escala que fluctuaron entre ( $r = 0,49$  y  $r = 0,61$ ).

Entre las medias de las subescalas, las dimensiones de a) Igualitarismo' ( $M = 4,46$ ,  $SE = 0,10$ ) y b) Jerarquismo' ( $M = 4,45$ ,  $SE = 0,21$ ) obtuvieron los valores más altos, lo que implica mayor presencia de estas cosmovisiones ambientales en la muestra. Los factores que presentaron medias más bajas fueron c) Individualismo ( $M = 3,80$ ,  $SE = 0,43$ ) seguida por d) Fatalismo ( $M = 3,94$ ,  $SE = 0,50$ ).

### Evidencia de Validez Discriminante y Convergente

Para el análisis de la validez convergente se utilizaron dos enfoques: a) Según lo presentado en la Tabla 6, si bien todos los ítems presentaron cargas factoriales estadísticamente significativas respecto a su dimensión, sólo 13 ítems obtuvieron cargas factoriales sobre 0,5, a excepción de los reactivos IG4 y IN12, que presentaron cargas levemente menores. Como segundo enfoque, se utilizó la medida de varianza extraída ( $\lambda^2$ ), obteniendo valores mayores de 0,5 para las dimensiones de (a) Igualitarismo, (b) Jerarquismo y (c) Fatalismo, y con valores levemente menores para (d) Individualismo. Estos valores fueron complementados con la fiabilidad compuesta, obteniendo valores sobre 0,7 para todas las dimensiones (Hair et al., 2010). Por último, para respecto a la validez discriminante, la  $\lambda^2$  de las cuatro dimensiones superan el cuadrado de las correlaciones (Ver Tabla 7).

**Tabla 6.** Estadística descriptiva, consistencia y dimensiones de la escala (N = 500)

<b>Subescala/ítem</b>	<b>M(DE)</b>	<b>Asimetría</b>	<b>Curtosis</b>	<b>Omega McDonald's <math>\omega</math></b>	<b><math>\lambda</math></b>	<b>MVE</b>	<b>Fiabilidad compuesta</b>
<b>Igualitarismo</b>	4,46(0,10)	-1,13	1,90	0,73			
IG2	4,40(0,74)	-1,39	2,57	0,486	0,765		
IG3	4,58(0,60)	-1,33	1,80	0,614	0,900	0,530	0,856
IG4	4,41(0,70)	-1,17	1,89	0,513	0,443		
<b>Jerarquismo</b>	4,45(0,21)	-0,42	-0,262	0,73			
JE5	4,55(0,69)	-1,81	4,28	0,482	0,548		
JE6	4,14(0,98)	-1,10	0,67	0,428	0,803	0,565	0,866
JE7	4,52(0,59)	-1,14	2,65	0,562	0,927		
JE8	4,59(0,64)	-1,81	4,35	0,544	0,676		
<b>Individualismo</b>	3,80(0,09)	-0,45	-0,38	0,77			
IN9	3,70(1,10)	-0,73	-0,23	0,518	0,754		
IN10	3,90(1,08)	-0,81	-0,21	0,614	0,762	0,421	0,721
IN11	3,77(1,05)	-0,63	-0,13	0,603	0,530		
IN12	3,85(1,04)	-1,40	2,57	0,554	0,493		
<b>Fatalismo</b>	3,95(0,45)	-0,56	-0,06	0,82			
FA13	4,18(1,07)	-1,42	1,40	0,646	0,730		
FA14	4,19(1,00)	-1,28	0,99	0,662	0,850	0,693	0,835
FA15	3,28(1,20)	-0,12	-1,05	0,484	0,817		
FA16	4,16(0,99)	-1,27	1,13	0,703	0,917		

Nota1: IG = igualitarismo; JE = jerarquismo; IN = individualismo; FA = fatalismo;  
 $\lambda$  = cargas factoriales; MVE = medida de varianza extraída

**Tabla 7.** Validez discriminante

<b>Dimensiones</b>	<b>IG</b>	<b>JE</b>	<b>IN</b>	<b>FA</b>
Igualitarismo (IG)	0,530			
Jerarquismo (JE)	0,257	0,565		
Individualismo (IN)	0,106	0,042	0,421	
Fatalismo (FA)	0,081	0,051	0,307	0,693

Nota: Los valores diagonales muestra la raíz cuadrada de MVE para cada dimensión.

### **Análisis Factorial Exploratorio**

Como requisito previo a la aplicación del AFE, se calculó la esfericidad de Bartlett ( $\chi^2 = 2833,8$ ,  $p = 0,00$ ), el índice  $KMO = 0,89$  y determinante de la matriz de correlación ( $a = 0,00$ ), indicando la pertinencia de su realización. Para determinar el número de factores a extraer, se utilizó el método Hull identificando los cuatro factores del estudio original. Los análisis realizados sugirieron que la mejor solución era de cuatro factores, la que explicó el 73,5% de la varianza. El primer factor explicó 45,4% y contenía los ítems 9, 10, 11 y 12 que correspondería a la dimensión Individualismo. El segundo factor explicó 15,7% de la varianza y contenía los ítems 5, 6, 7 y 8 que correspondería a la dimensión Jerarquismo. El tercer factor explicó 7% de la varianza, con los ítems 13, 14, 15 y 16 que correspondería a la dimensión Fatalismo.

Finalmente, el cuarto factor explicó 5,4% de la varianza, con los ítems 2, 3 y 4 que correspondería a la dimensión Igualitarismo. Como se observa en la Tabla 8 todos los ítems poseen cargas significativas ( $> 0,40$ ), acorde a las dimensiones del estudio original de Meader (2002).

**Tabla 8.** Cargas factoriales y proporción de varianza por dimensión en AFE (N = 300)

Ítems	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Proporción de varianza
	Individualismo	Jerarquismo	Fatalismo	Igualitarismo	
V2	.*	-	-	0,765	
V3	-	-	-	0,900	0,054
V4	-	-	-	0,443	
V5	-	0,548	-	-	
V6	-	0,803	-	-	
V7	-	0,927	-	-	0,157
V8	-	0,676	-	-	
V9	0,754	-	-	-	
V10	0,762	-	-	-	
V11	0,530	-	-	-	0,454
V12	0,493	-	-	-	
V13	-	-	0,730	-	
V14	-	-	0,850	-	
V15	-	-	0,817	-	0,070
V16	-	-	0,917	-	
Varianza total explicada					0,735

Extracción: RDWLS; Rotación: Promin robusto; \* Se incorporan sólo las cargas factoriales mayores 0,4

### Análisis Factorial Confirmatorio

Posteriormente, se realizó el AFC con base en la estructura factorial arrojada por el análisis exploratorio previo. El modelo de cuatro factores inicialmente probado presentó un ajuste aceptable del modelo a los datos  $\chi^2 = 148,105$  ( $p = 0,00$ ); RMSEA = 0,06 (IC95% = 0,04 – 0,08); TLI = 0,973; CFI = 0,961. Luego, se emplearon modificaciones post-hoc para promover una mejor adaptación del modelo (Lei & Wu, 2007). La inspección de los índices de modificación sugirió la existencia de una correlación residual entre los ítems 9 y 11, lo que se considera apropiado dado que ambos ítems se refieren al control de los seres humanos sobre la naturaleza (utilizan explícitamente seres humanos), por lo que pueden compartir varianza. Esta nueva especificación del modelo mejoró sustancialmente el ajuste del modelo a los datos:  $\chi^2 = 137,20$  ( $p = 0,00$ ); RMSEA = 0,05 (IC95% = 0,04 – 0,07); TLI = 0,977; CFI = 0,971 (Ver Figura 1).

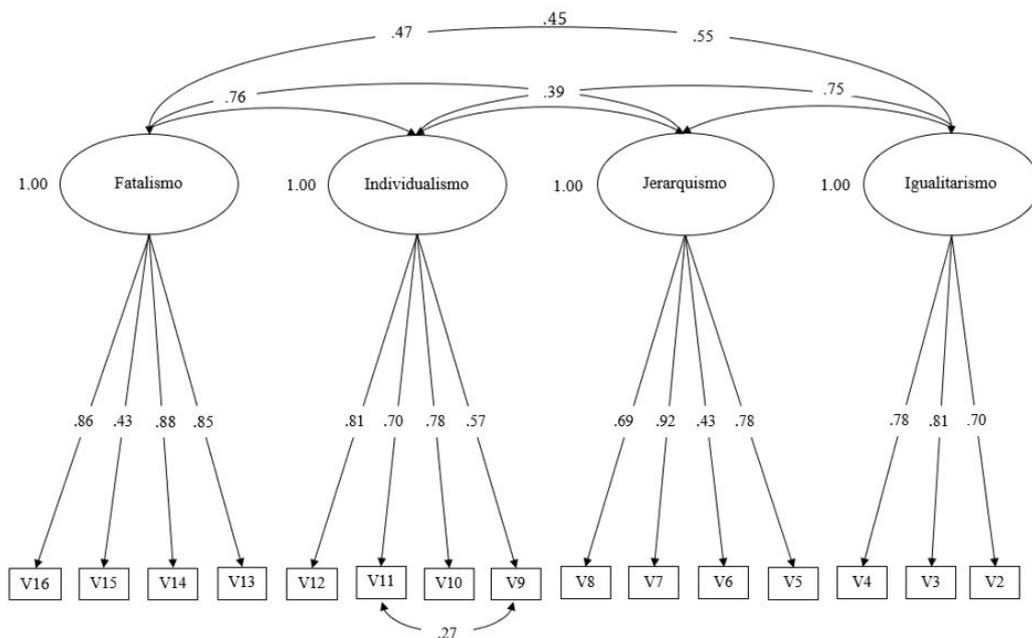


Figura 1. Modelo final de cuatro factores (N = 200)

Según los resultados, la Escala presenta una adecuada fiabilidad en las cuatro dimensiones medidas, evidenciando una mejor consistencia interna que los estudios previos (Meader, 2002; Meader et al., 2006). En primer lugar, esta diferencia posiblemente obedezca al tamaño de la muestra del presente estudio, así como al cambio de estadístico utilizado para analizar la consistencia interna (de alfa de Cronbach a Omega), siendo el primero inadecuado para el análisis de variables categóricas-ordinales de tipo Likert (McDonald, 1999).

## Discusión y Conclusiones

El presente trabajo tuvo por objetivo realizar una adaptación al español y una revisión preliminar de las propiedades psicométricas de la *Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales* (Meader, 2002) en el contexto latinoamericano, específicamente en Chile.

Según los resultados, la Escala presenta una adecuada fiabilidad en las cuatro dimensiones medidas, evidenciando una mejor consistencia interna que los estudios previos (Meader, 2002; Meader et al., 2006). En primer lugar, esta diferencia posiblemente obedezca al tamaño de la muestra del presente estudio, así como al cambio de estadístico utilizado para analizar la consistencia interna (de alfa de Cronbach a Omega), siendo el primero inadecuado para el análisis de variables categóricas-ordinales de tipo Likert (McDonald, 1999). Futuros estudios debieran ofrecer nueva evidencia de confiabilidad a partir de la aplicación test-retest y alfa ordinal, paso relevante para afinar las evidencias encontradas (Domínguez-Lara, 2018).

Respecto a la evaluación de acuerdo inter-juez, propia de la validez de contenido, los rangos de concordancia fluctuaron entre considerable y casi perfecto. Si bien se realizaron modificaciones posteriores intra-item e inter-escala (eliminando el ítem 1), posteriores estudios deben tomar con reserva su eliminación, la cual puede obedecer a asuntos relacionados más con su traducción que con su contenido. En este sentido, es necesario incorporar elementos de operacionalización y redacción más sensibles, sobre todo para la subescala de Igualitarismo.

En relación con la validez convergente y discriminante, se encontró que la subescala de Individualismo fue la única que obtuvo valores marginalmente menores a los esperados en varianza media extractada; procedimiento que fue complementado con análisis de fiabilidad compuesta obteniendo valores aceptables para las cuatro dimensiones, por lo cual, con base en estos antecedentes, se decidió mantener la

estructura de cuatro dimensiones. No obstante, estos resultados deben ser analizados a la luz de nuevos estudios de validación.

Respecto al análisis factorial, se realizó un análisis secuencial, dividiendo aleatoriamente a los 500 participantes en dos submuestras (AFE = 300 y AFC = 200), teniendo en cuenta recomendaciones actuales en AF (Brown, 2015). Respecto al AFE se encontró una solución inicial en la primera submuestra similar a la versión original de Meader (2002), conformada por los cuatro factores de a) Igualitarismo, b) Jerarquismo, c) Fatalismo e d) Individualismo; la cual fue confirmada con el AFC en la segunda submuestra.

En términos metodológicos es importante destacar que se tomaron decisiones estadísticas diferentes a los dos estudios originales (Meador 2002; Meador et al., 2006). En primer lugar, ambos estudios utilizaron como método de extracción Componentes Principales (CP), el cual es adecuado para identificar el "número y composición de componentes necesario para resumir las puntuaciones observadas en un conjunto grande de variables observadas" (Lloret et al., p. 1153), a diferencia del Análisis Factorial (AF) utilizado en la presente investigación, con el objetivo de "identificar el número y composición de los factores comunes (variables latentes) necesarios para explicar *la varianza común* del conjunto de ítems analizado" (p. 1152), obteniendo así, una solución diferente de los estudios empíricos iniciales, pero acorde al modelo teórico cultural a probar (Abad et al., 2011). A esto se agrega, que ambos estudios originales utilizaron la regla de Kaiser<sup>1</sup> para la identificación y selección de factores, altamente desaconsejada en la actualidad<sup>2</sup>, sumado al error de utilizar una matriz de correlación de Pearson para opciones de respuestas ordinales. Con el fin de remediar esto, en la presente investigación se utilizó el método Hull para identificar factores y matrices Policóricas (Choi, Kim, Chen, & Dannels, 2011; Lloret-Segura et al., 2014).

Por último, el modelo final obtenido en AFC evidenció un buen ajuste, apoyando la importancia de re-especificar los modelos obtenidos en base a sustentos teóricos (Lei & Wu, 2007).

En esta misma línea, en términos estadísticos-procedimentales, y de acuerdo con Lorenzo-Seva y Ferrando (2006; 2019), los resultados de la presente investigación apoyan el uso del programa *Factor* (de acceso libre) para la realización del AFE, dado que incorpora procedimientos tanto tradicionales (Correlaciones Policóricas y Análisis Paralelo) como recientes (Análisis Factorial de Rango Mínimo, Rotación Simplimax y Rotación Promin); a diferencia de los software comerciales populares (IBM SPSS, SAS, etc.) que a la fecha, no han incorporado estos avances. Para posteriores estudios, en virtud de que el presente trabajo se llevó a cabo con población general, cuyas problemáticas socioambientales son muy amplias, sería de interés analizar las propiedades psicométricas en grupos afines a la protección ambiental y/o en poblaciones vulnerables ante riesgos siconaturales, incluyendo las características señaladas en la literatura académica como relevantes teóricamente, tales como: clase, raza, casta, etnia, género, edad, pobreza, discapacidad y estado migratorio, por mencionar sólo algunos (Bolin & Kurtz, 2018; Sandoval-Díaz & Cuadra-Martínez, 2020); Esto dado que los resultados pueden variar acorde al a) tipo de problemática (cambio climático, desastres siconaturales, manejo de residuos), b) tipo de contexto nacional y escala geográfica de medición y el c) tipo de conocimiento formal y/o

En términos estadísticos-procedimentales, y de acuerdo con Lorenzo-Seva y Ferrando (2006; 2019), los resultados de la presente investigación apoyan el uso del programa *Factor* (de acceso libre) para la realización del AFE, dado que incorpora procedimientos tanto tradicionales (Correlaciones Policóricas y Análisis Paralelo) como recientes (Análisis Factorial de Rango Mínimo, Rotación Simplimax y Rotación Promin); a diferencia de los software comerciales populares (IBM SPSS, SAS, etc.) que a la fecha, no han incorporado estos avances.

1. Regla según la cual se selecciona los factores con valores propios mayores que 1, extraídos de la matriz de correlación original, (Lloret-Segura et al., 2014).

2. Se desaconseja dado que el procedimiento identifica una relación directa entre el número de ítems y de factores, obteniendo como regla entre tres o cinco factores a pesar de la unidimensionalidad de ciertos constructos (Lloret-Segura et al., 2014).

informal que los participantes posean sobre la problemática ambiental a investigar, sólo por mencionar algunos aspectos (Clayton, 2019; Cuadra, Véliz, Sandoval, & Castro, 2017; Sapians & Ugarte, 2017a; Sapians & Ugarte, 2017b; Sandoval-Díaz et al., 2021).

Además, se recomienda la realización de estudios con diseños explicativos más robustos que permitan corroborar los resultados obtenidos y otros orientados a probar la funcionalidad del instrumento, por ejemplo, incorporando criterios de validez concurrente utilizando, por ejemplo, las Escalas NEP-R y/o de comportamiento ecológico (López Miguens, Álvarez González, González Vázquez, & García Rodríguez, 2015).

Por último, es necesario señalar que este estudio presenta limitaciones que se deben tomar en consideración. La primera es la representatividad de la muestra utilizada con respecto a la población regional, lo cual puede resolverse en futuras investigaciones con un muestreo probabilístico estratificado, acorde a las características de cada contexto. La segunda se vincula con la falta de estudios de validez concurrente y prospectiva, cuyos resultados puedan ser incorporados en procesos reales de preocupación ambiental y disposición al comportamiento proambiental, por ejemplo, ante el cambio climático y/o la gestión de riesgo de desastres. En tercer lugar, se debe reconocer que cualquier escala (por mucha robustez psicométrica que posea), será producto de conceptualizaciones situadas del ambientalismo (y de la relación sociedad-naturaleza), configuradas por la historia, la geografía y el poder. Por tanto, los instrumentos deben probarse y criticarse rigurosamente en función de cómo aparecen las problemáticas socioambientales en el mundo vivido local y global (Bernstein, 2020).

En resumen, este estudio muestra que la adaptación al español de la Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales es confiable, válida y con propiedades psicométricas similares (en algunos casos más robustas) a la versión original en inglés de Meader (2002). Hallazgo que permitirá no sólo nutrir el campo de elección de escalas de medición psicoambientales a nivel regional, sino también profundizar en los componentes socioculturales (y comportamentales) de la preocupación ambiental.

En resumen, este estudio muestra que la adaptación al español de la *Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales* es confiable, válida y con propiedades psicométricas similares (en algunos casos más robustas) a la versión original en inglés de Meader (2002). Hallazgo que permitirá no sólo nutrir el campo de elección de escalas de medición psicoambientales a nivel regional, sino también profundizar en los componentes socioculturales (y comportamentales) de la preocupación ambiental.

### Agradecimientos

Proyecto de investigación DIUBB 186009 3/I "Consumo sustentable de bolsas de transporte de productos en el comercio: Evaluación ambiental del ciclo de vida asociado a los patrones del comportamiento de la población" de la Universidad del Bío-Bío.

### Referencias

- Abad, F., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Madrid, España: Editorial Síntesis.
- Adams, J. (1995). *Risk*. London, UK: UCL Press.
- Bagozzi, R., Yi, Y., & Phillips, L. (1991). Assessing Construct Validity in Organizational Research. *Administrative Science Quarterly*, 36(3), 421-458. <https://doi.org/10.2307/2393203>
- Bernstein, J. (2020). (Dis)agreement over what? The challenge of quantifying environmental worldviews. *Journal of Environmental Studies and Sciences*, 10, 169-177. <https://doi.org/10.1007/s13412-020-00593-x>
- Bolin, B., & Kurtz, L. (2018). Race, class, ethnicity, and disaster vulnerability. En H. Rodríguez, W. Donner y J. Trainor (Eds.), *Handbook of disaster research* (pp. 181-203). Cham, Suiza: Springer

- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2da edición). New York, EEUU: Guilford Press.
- Cassepp-Borges, V., Balbinotti, M., & Teodoro, M. (2010). Tradução e Validação de Conteúdo: Uma Proposta para Adaptação de Instrumentos. Em L. Pasquali (Coord), *Instrumentação psicológica: Fundamentos e Práticas* (pp. 506-520). Porto Alegre, Brasil: ArtMed.
- Cheng-Hsien, L. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48, 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428015-0619-7>
- Choi, J., Kim, S., Chen, J., & Dannels, S. (2011). A Comparison of Maximum Likelihood and Bayesian Estimation for Polychoric Correlation Using Monte Carlo Simulation. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 36(4), 523-549. <https://doi.org/10.3102/1076998610381398>
- Clayton, S. (2019). Psicología y cambio climático. *Papeles del psicólogo*, 40(3), 167-173. <https://doi.org/10.23923/pap.psicol2019.2902>
- Cuadra, D., Véliz, D., Sandoval, J., & Castro, P. (2017). Aportes a la economía ecológica: Una revisión de estudios latinoamericanos sobre subjetividades medio ambientales. *Psicoperspectivas. Individuo y Sociedad*, 16(2), 156-169. <https://doi.org/10.5027/psicoperspectivas-vol16-issue2-fulltext970>
- Dake, K. (1992). Myths of Nature: Culture and the Social Construction of Risk. *Journal of Social Issues*, 48(4), 21-37. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1992.tb01943.x>
- Domínguez-Lara S. (2018). Fiabilidad y alfa ordinal. *Actas Urológicas Españolas*, 42(2), 140-141. <https://doi.org/10.1016/j.acuro.2017.07.002>
- Douglas, M., & Wildavsky, A. (1983). *Risk and Culture: An Essay on the Selection of Technological and Environmental Dangers*. Berkeley, EE. UU.: University of California Press.
- Douglas, M. (2003). *Natural symbols: Explorations in cosmology*. New York, EE. UU.: Routledge Classics.
- 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>
- Ministerio de Desarrollo Social de Chile. (2018). *Resultados Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional -CASEN- 2017*. Recuperado de <https://bit.ly/3fR5mcH>.
- Escobar-Pérez, J., & Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización. *Avances en medición*, 6(1), 27-36. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2981181>
- Falotico, R., & Quatto, P. (2015). Fleiss' kappa statistic without paradoxes. *Quality & Quantity*, 49(2), 463-470. <https://doi.org/10.1007/s11135-014-0003-1>
- Fornell, C. D., & Lacker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50. <http://dx.doi.org/10.2307/3151312>
- França-Tarragó, O. (1996). Los dilemas éticos de la práctica psicológica y psiquiátrica. *Revista de psicoterapia*, 7(25), 39-50. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2968268>
- Fuentealba, M., & Soto, L. (2016). Valoración actitudinal frente a temas ambientales. *Luna Azul*, (43), 448-467. <https://dx.doi.org/10.17151/luaz.2016.43.19>
- García-Acosta, V. (2005). El riesgo como construcción social y la construcción social de riesgos. *Desacatos*, (19), 11-24. Recuperado de [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1607050X2005000300002&lng=es&tlng=es](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1607050X2005000300002&lng=es&tlng=es)
- Gwet, K. L. (2010). *Handbook of interrater reliability* (2nd ed.). Gaithersburg, MD: Advanced Analytics.

- Hernandez Peña, Y., Vargas Cuervo, G., & Zafra Mejía, C. (2020). Percepciones sobre fenómenos volcánicos: elementos para la gestión del riesgo en Colombia. *Perspectiva Geográfica*, 25(1), 99-119. <https://doi.org/10.19053/01233769.9488>
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2010). *Multivariate Data Analysis* (7th Edition). Madrid, España: Pearson-Prentice Hall.
- Hawcroft, L. J., & Milfont, T. L. (2010). The Use (and Abuse) Of the New Environmental Paradigm Scale over the Last 30 Years: A Meta-Analysis. *Journal of Environmental Psychology*, 30(2), 143-158. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvp.2009.10.003>
- Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC]. (2012). *Managing the risk of extreme events and disasters to advance climate change adaptation*. New York, EE. UU: Cambridge University Press. Recuperado de [https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/SREX\\_Full\\_Report-1.pdf](https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/SREX_Full_Report-1.pdf)
- Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159-174. <https://doi.org/10.2307/2529310>
- Latour, B. (2017). *Cara a cara con el planeta: Una nueva mirada sobre el cambio climático alejada de las posiciones apocalípticas*. Buenos Aires, Argentina: Siglo veintiuno editores.
- Lei, P. W., & Wu, Q. (2007). Introduction to Structural Equation Modeling: Issues and Practical Considerations. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 26(3), 33-43. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3992.2007.00099.x>
- Ley N° 21.112. (2018). Diario Oficial de la República de Chile, Santiago, Chile, 24 de septiembre de 2018.
- Lima, M. L., & Castro, P. (2005). Cultural theory meets the community: Worldviews and local issues. *Journal of Environmental Psychology*, 25(1), 23-35. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2004.11.004>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- López Miguens, M. J., Álvarez González, P., González Vázquez, E., & García Rodríguez, M. J. (2015). Medidas del comportamiento ecológico y antecedentes: conceptualización y validación empírica de escalas. *Universitas Psychologica*, 14(1), 189-204. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy14-1.mcea>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88-91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: a method for diagonally weighted factor rotation. *Liberabit*, 25(1), 99-106. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E., & Kiers, H.A. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46, 340-364. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.564527>
- Marris, C., Langford, I. H., & O'Riordan, T. (1998). A quantitative test of the cultural theory of risk perceptions: Comparison with the psychometric paradigm. *Risk analysis*, 18(5), 635-647. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1998.tb00376.x>
- Marris, C., Langford, I., & O'Riordan, T. (1996). Integrating sociological and psychological approaches to public perceptions of environmental risks: Detailed results from a questionnaire survey. CSERGE Working Paper GEC 96-07, Norwich.
- Martínez-Torvisco, J., & La Rocca, G. (2018). La teoría cultural del riesgo. En J. Martínez-Torvisco, & G. La Rocca (Eds). *En torno al Riesgo. Contribuciones de diferentes disciplinas y perspectivas de análisis*. La Laguna, Tenerife: PASOS.

- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, EE. UU.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Meador, N. (2002). *A theoretical and methodological examination of cultural theory applied to environmental issues*. Unpublished Ph.D. thesis, Department of Psychology, University of Surrey.
- Meador, N., Uzzell, D., & Gatersleben, B. (2006). Cultural theory and quality of life. *European Review of Applied Psychology*, 56(1), 61-69. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2005.02.006>
- Ministerio del Medio Ambiente de Chile. (2018). Encuesta Nacional de Medio Ambiente y Cambio Climático 2018. Santiago, Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile, Dirección de estudios sociales (DESUC).
- Moyano-Díaz, E., Palomo-Vélez, G., & Moyano-Costa, P. (2015). Creencias ambientales e ideología en población chilena. *Universum*, 30(2), 219-236. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-23762015000200013>
- Moyano-Díaz, E., & Palomo-Vélez, G. (2014). Propiedades psicométricas de la Escala Nuevo Paradigma Ecológico (NEP-R) en población chilena. *Psico*, 45(3), 415-423. <https://doi.org/10.15448/1980-8623.2014.3.17276>
- Olmos-Gómez, M. D. C., Estrada-Vidal, LI., Ruiz-Garzón, F., López-Cordero, R & Mohamed-Mohand, L. (2019). Making future teachers more aware of issues related to sustainability: an assessment of best practices. *Sustainability*, 11(24),1-21. <https://doi.org/10.3390/su11247222>
- Oltedal, S., Moen, B.E., Klempe, H., & Rundmo, T. (2004) *Explaining Risk Perception: An Evaluation of Cultural Theory*. Trondheim: Norwegian University of Science and Technology.
- Randolph, J. J. (2005). *Free-marginal multirater kappa: An alternative to Fleiss' fixed-marginal multirater kappa*. Paper presented at the Joensuu University Learning and Instruction Symposium 2005, Joensuu, Finland, October 14-15th, 2005. (ERIC Document Reproduction Service No. ED490661)
- Randolph, J. J. (2008). Online Kappa Calculator [Computer software]. Retrieved from <http://justus.randolph.name/kappa>
- Reyna, C., Bressán, E., Mola, D., Belaus, A., & Ortiz, M. (2018). Validez estructural de la Escala del Nuevo Paradigma Ecológico en ciudadanos argentinos utilizando diferentes abordajes. *Pensamiento Psicológico*, 16(1), 107-118. Recuperado de <https://revistas.javerianacali.edu.co/index.php/pensamientopsicologico/article/view/1588>.
- Sandoval-Díaz, J. (2020). Vulnerabilidad-resiliencia ante el proceso de riesgo-desastre: Un análisis desde la ecología política. *Polis (Santiago)*, 19(56), 214-239. <https://dx.doi.org/10.32735/s0718-6568/2020-n56-1527>.
- Sandoval-Díaz, J., & Cuadra-Martínez, D. (2020). Vulnerabilidad social, severidad subjetiva y crecimiento postraumático en grupos afectados por un desastre climatológico. *Revista de Psicología*, 29(1), 1-15. <http://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2020.58002>
- Sandoval-Díaz, J., Cuadra-Martínez, D., Orellana-Fonseca, C., & Sandoval-Obando (2021). Diagnóstico comunitario ante desastres climáticos: Una experiencia de aprendizaje-servicio. *ALTERIDAD. Revista de Educación*, 16(1), 23-37. <https://doi.org/10.17163/alt.v16n1.2021.02>
- Sapiains, R., & Ugarte, A. (2017a). Contribuciones de la Psicología al abordaje de la dimensión humana del cambio climático en Chile (Primera parte). *Interdisciplinaria Revista de Psicología y Ciencias Afines*, 34(1), 91-105. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/180/18052925006.pdf>

- Sapiains, R., & Ugarte, A. (2017b). Contribuciones de la Psicología al abordaje de la dimensión humana del cambio climático en Chile (Segunda Parte). *Interdisciplinaria Revista de Psicología y Ciencias Afines*, 34(2), 259–274. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6267172>
- Schwarz, M., & Thompson, M. (1990). *Divided we stand: Redefining politics, technology, and social choice*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.
- Steg, L., & Sievers, I. (2000). Cultural Theory and Individual Perceptions of Environmental Risks. *Environment and Behavior*, 32(2), 250–269. <https://doi.org/10.1177/00139160021972513>
- Stern, P. (1992). Psychological dimensions of global environmental change. *Annual Review of Psychology*, 43, 269–302. <https://doi.org/10.1146/annurev.ps.43.020192.001413>
- Tansey, J., & O'riordan, T. (1999). Cultural theory and risk: a review. *Health, risk & society*, 1(1), 71–90. <https://doi.org/10.1080/13698579908407008>
- Thompson, M., Ellis, R., & Wildavsky, A. (1990). *Cultural Theory*. Oxford: Westview Press.
- Unanue, W., Vignoles, V. L., Dittmar, H., & Vansteenkiste, M. (2016). Life goals predict environmental behavior: Cross-cultural and longitudinal evidence. *Journal of Environmental Psychology*, 46, 10–22. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2016.02.001>
- Uzzell, D. (2003). Our uncommon future. En R. García., J. Sabucedo, J. Martínez (Eds.), *Culture, Environmental Action and Sustainability* (pp. 21–39), Göttingen, Germany: Hogrefe and Huber.
- Wildavsky, A., & Dake, K. (1990). Theories of Risk Perception: ¿Who Fears What and Why? *Daedalus*, 119(4), 41–60. Recuperado de [www.jstor.org/stable/20025337](http://www.jstor.org/stable/20025337)

**Anexo.** Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales

En el siguiente listado de afirmaciones seleccione **la opción que mejor te represente**. Tenga claro, que NO existen respuestas correctas ni incorrectas, tan sólo se quiere conocer su opinión. Por favor, marque con una **X** la opción que mejor lo represente.

		<i>Muy en Desacuerdo</i>	<i>En Desacuerdo</i>	<i>Ni de Acuerdo Ni en Desacuerdo</i>	<i>De Acuerdo</i>	<i>Muy de Acuerdo</i>
1	Cuando los seres humanos interfieren con la naturaleza, frecuentemente se producen consecuencias desastrosas					
2	Los seres humanos deben vivir en equilibrio con la naturaleza para sobrevivir					
3	El balance de la naturaleza es muy delicado y fácilmente alterable					
4	El gobierno debiera dictar reglas claras acerca de que está y que no está permitido					
5	Se requiere más investigación científica para establecer la importancia de los problemas ambientales					
6	Deben tomarse medidas para regular comportamientos perjudiciales para el medio ambiente					
7	El público requiere educarse de las actividades dañinas para el medio ambiente					
8	El medio ambiente es adaptable y se recuperará de los daños causado por el ser humano					
9	Los seres humanos tienen el derecho de modificar el medio ambiente para adaptarlo a sus necesidades					
10	Finalmente, todos los problemas ambientales serán resueltos por soluciones tecnológicas					
11	Los seres humanos no requieren adaptarse al medio ambiente porque son capaces de adecuarlo a sus necesidades					
12	De nada sirve preocuparse por el medio ambiente, de todos modos, no puedo hacer nada al respecto					
13	La protección del medio ambiente no tiene sentido pues la naturaleza es impredecible					
14	Tengo muy poco control sobre los riesgos naturales					
15	No tiene sentido involucrarse en la protección del medio ambiente debido a que rara vez se genera un cambio					