

Propiedades psicométricas e invarianza factorial de la Escala de Actitudes hacia el Cambio Climático en población chilena

Psychometric properties and factorial invariance of the Climate Change Attitude Survey in the Chilean population

Propriedades psicométricas e invariância fatorial da Escala de Atitudes em relação às Mudanças Climáticas na população chilena

 José Sandoval-Díaz¹
 Orlando Aedo Soto¹
 Richard Cisternas Victoriano¹

¹ Universidad del Bío Bío

Recibido: 10/09/2023

Aceptado: 13/11/2024

Correspondencia:

José Sandoval-Díaz,
jsandoval@ubiobio.cl

Cómo citar:

Sandoval-Díaz, J., Aedo Soto, O., & Cisternas Victoriano, R. (2024). Propiedades psicométricas e invarianza factorial de la Escala de Actitudes hacia el Cambio Climático en población chilena. *Ciencias Psicológicas*, 18(2), e-3671.
<https://doi.org/10.22235/cp.v18i2.3671>

Disponibilidad de datos:

El conjunto de datos que apoya los resultados de este estudio no se encuentra disponible.



Resumen: El objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas y la invarianza factorial de la Escala de Actitudes hacia el Cambio Climático (EACC). Diseñada con base en la Teoría de la Acción Planificada, la escala mide tanto las creencias como la intención de conducta hacia el cambio climático. El instrumento original consta de 15 ítems, con un formato de respuesta tipo Likert de cinco opciones. Se aplicó a una muestra no probabilística de 800 participantes chilenos. Después de su traducción y revisión, la escala mostró una adecuada validez de contenido. Un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) validó la idoneidad del instrumento, ajustado a 13 ítems, manteniendo su estructura original de dos factores. El análisis de invarianza factorial confirmó que la estructura bidimensional no se ve afectada por el género. Se encontraron evidencias de validez convergente y discriminante, así como una confiabilidad adecuada en ambas dimensiones. En conclusión, se respalda el uso de la versión en español de la CCAS en comunidades hispanohablantes, lo que fortalece la investigación sobre el cambio climático en la región desde una perspectiva psicosocial.

Palabras clave: actitud; cambio climático; validez; invarianza factorial; confiabilidad

Abstract: The aim of this study is to evaluate the psychometric properties and factorial invariance of the Climate Change Attitude Scale (CCAS). Based on Planned Behavior Theory, the scale measures both beliefs and behavioral intentions towards climate change. The original instrument consists of 15 items, using a five-point Likert response format. It was applied to a non-probabilistic sample of 800 Chilean participants. After translation and review, the scale demonstrated adequate content validity. A Confirmatory Factor Analysis (CFA) validated the instrument's suitability, which was adjusted to 13 items while maintaining its original two-factor structure. The invariance analysis confirmed that the bidimensional structure is not affected by gender. Evidence was found of convergent and discriminant validity, as well as adequate reliability in both dimensions. In conclusion, we support use of the Spanish version of the CCAS in Spanish-speaking communities, thus strengthening climate change research in the region from a psychosocial perspective.

Keywords: attitude; climate change; validity; factorial invariance; reliability

Resumo: O objetivo deste estudo foi avaliar as propriedades psicométricas e a invariância fatorial da Escala de Atitudes em relação às Mudanças Climáticas (EAMC). Baseada na Teoria da Ação Planejada, a escala mede tanto as crenças quanto as intenções comportamentais em relação às mudanças climáticas. O instrumento original possui 15 itens, com um formato de resposta tipo Likert de cinco opções. Foi aplicado a uma amostra não probabilística de 800 participantes chilenos. Após sua tradução e revisão, a escala demonstrou validade de conteúdo adequada. Uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) validou a adequação do instrumento, ajustado para 13 itens, mantendo sua estrutura original de dois fatores. A análise de invariância fatorial confirmou que a estrutura bidimensional não é influenciada pelo gênero. Foram encontradas evidências de validade convergente e discriminante, bem como uma confiabilidade adequada em ambas as dimensões. Em conclusão, respalda-se o uso da versão em espanhol da EAMC em comunidades de língua espanhola, fortalecendo a pesquisa sobre mudanças climáticas na região a partir de uma perspectiva psicossocial.

Palavras-chave: atitude; mudanças climáticas; validade; invariância fatorial; confiabilidade

De acuerdo con el informe de 2022 del Grupo II del Panel Intergubernamental sobre el Cambio Climático (IPCC), el cambio climático (CC) se erige como un riesgo considerable para el desarrollo humano. Ante este panorama, resulta crucial que las ciencias comportamentales enfoquen sus esfuerzos en analizar las actitudes, conductas y estilos de vida sostenibles (Corral-Verdugo, 2021).

En este contexto, las ciencias del comportamiento son fundamentales para desentrañar dos aspectos psicosociales clave relacionados con el afrontamiento del CC (Gifford, 2014; IPCC, 2022). Primero, las *estrategias de mitigación* destinadas a reducir su impacto, y segundo, los factores psicológicos que influyen en las *capacidades de adaptación* a eventos climáticos extremos (Nielsen et al., 2021; Sapiains & Ugarte, 2017a). Clayton (2019) subraya que para enfrentar el CC es crucial entender cómo las actitudes y las percepciones influyen en la adopción de comportamientos sostenibles. Además, señala que la psicología puede ayudar a superar las barreras cognitivas que impiden una percepción clara del problema y fomentar la resiliencia a través de la acción colectiva y cambios en los estilos de vida (Clayton, 2024).

En la literatura en español, la investigación psicológica sobre los factores sociocognitivos y disposicionales que influyen en las respuestas adaptativas al CC está en una fase temprana de desarrollo (Sandoval-Obando & Sandoval-Díaz, 2024; Sandoval-Díaz et al., 2024; Sapiains et al., 2024; Vidal Cobo et al., 2021). A pesar de su relevancia, sigue siendo un campo minoritario dentro de la psicología latinoamericana (Medina-Arboleda, 2022). Este desarrollo incipiente subraya la importancia de realizar estudios culturalmente pertinentes y adaptados al contexto regional (Adger, 2001; Grothmann & Patt, 2005).

Una de las principales prioridades es avanzar en el desarrollo y validación de escalas psicométricas adecuadas para medir las actitudes y comportamientos frente al CC. En América Latina, este proceso aún se encuentra en etapas iniciales (Corral-Verdugo, 2021; Medina-Arboleda & Páramo, 2024; Sapiains & Ugarte, 2017a; Sandoval-Díaz et al., 2021), lo que refleja la falta de instrumentos que capturen con precisión las particularidades del contexto regional. Este déficit coincide con los hallazgos de Forero et al. (2014), quienes indicaron que solo el 7.7 % de las investigaciones sociales en la región utilizan métodos cuantitativos. Este dato subraya la necesidad de fortalecer la rigurosidad metodológica en estudios futuros, especialmente en la validación de instrumentos que permitan medir con mayor precisión los factores sociocognitivos relacionados con la adaptación al CC.

La necesidad apremiante de adaptar y desarrollar instrumentos de investigación cultural y contextualmente pertinentes es especialmente evidente en el caso chileno, dado que el país es altamente vulnerable al CC. Aunque Chile ha sido identificado como uno de los países de América Latina con una avanzada percepción pública sobre la variabilidad climática (Azócar et al., 2021; Ministerio del Medio Ambiente de Chile [MMA], 2017), persiste una brecha en la literatura científica en cuanto a la identificación y caracterización de las dimensiones psicosociales que modulan las conductas de afrontamiento (MMA, 2018; Sapiains et al., 2021; Sapiains et al., 2024). En este contexto, es fundamental centrar la investigación en el constructo de las actitudes, ya que no solo ofrecen un marco para entender las valoraciones individuales hacia el entorno socioambiental, sino que también proporcionan indicadores sobre la disposición a realizar acciones proambientales (Hidalgo & Pisano, 2010; Masud et al., 2015; Sierra-Barón & Millán-Otero, 2024).

Actitudes hacia el cambio climático

Existe abundante literatura que analiza la relación entre actitudes y la intención de conductas proambientales (Kollmuss & Agyeman, 2002; Maiteny, 2002). Dentro del ámbito de los estudios psicosociales sobre el CC, se distinguen principalmente tres modelos explicativos (Sapiains & Ugarte, 2017b).

El primer modelo, conocido como Influencia Normativa sobre el Altruismo (Schwartz, 1977), aplicado con frecuencia en investigaciones sobre comportamiento proambiental, plantea que los sentimientos de obligación y compromiso moral son factores cruciales que inciden en dicha conducta.

El segundo modelo, denominado Valor, Normas y Creencias hacia el Medio Ambiente (Stern et al., 1999), se basa en gran medida en el modelo anterior. Plantea que el comportamiento proambiental se deriva de una combinación de valores, creencias ambientales, conciencia, responsabilidad y normas personales o morales, siendo estas últimas especialmente determinantes.

El tercer modelo es la Teoría de Acción Planificada, desarrollada por Ajzen (1991). Según esta teoría, la intención de realizar una conducta específica está influenciada por tres componentes: i) *actitudes*, que son evaluaciones de la conducta objetivo; ii) *norma subjetiva*, relacionada con las expectativas y presiones del grupo social al que se pertenece; y iii) *percepción de control*, que se refiere a la creencia en la capacidad de llevar a cabo la conducta, basada en experiencias previas o posibles obstáculos. Ajzen (2002) argumenta que si las personas evalúan positivamente la conducta objetivo (actitud), tendrán una mayor intención o motivación para realizarla.

Según el modelo de Ajzen, las actitudes proambientales se componen de creencias, emociones e intenciones que influyen positivamente en la intención de adoptar comportamientos proambientales. A nivel de resultados, estas actitudes modulan el apoyo a políticas públicas (Swim et al., 2009), la percepción del riesgo y la autoeficacia (Hidalgo & Pisano, 2010), así como las estrategias de afrontamiento y la intención de mitigar el CC (Barrera-Hernández et al., 2021).

Escala de Actitudes hacia el Cambio Climático

Con base en una revisión exhaustiva de la literatura sobre las actitudes hacia el CC, Christensen y Knezek (2015) desarrollaron la Escala de Actitudes hacia el Cambio Climático (EACC, o CCAS por su sigla en inglés). Esta escala posee 15 ítems y se estructura en torno a dos dimensiones principales: *creencias e intención de conducta*. El estudio original contó con la participación de 1.576 individuos estadounidenses. Un análisis factorial exploratorio reveló una estructura de dos dimensiones que explicaba el 47.17 % de la varianza total. A través de un escalamiento multidimensional y el análisis de conglomerados jerárquicos, se confirmó la presencia de estas dos dimensiones en la escala. Los coeficientes de consistencia interna de alfa de Cronbach resultaron ser adecuados para ambas dimensiones: creencias ($\alpha = .87$) e intención de conducta ($\alpha = .70$).

Esta escala, basada en la Teoría de Acción Planificada de Ajzen (1991), ofrece un alto potencial para ser adaptada y validada psicométricamente en el contexto latinoamericano, con el fin de medir actitudes hacia el CC. Así, su adaptación podría constituir una base sólida para futuras investigaciones regionales en este ámbito.

El presente estudio

De acuerdo con lo mencionado, existen importantes brechas teóricas y metodológicas en la literatura latinoamericana sobre las dimensiones psicosociales del CC (Forero et al., 2014; Medina-Arboleda, 2022; Sandoval-Díaz et al., 2021; Sapiains & Ugarte, 2017b). Aunque recientemente se han logrado algunos avances empíricos, es esencial desarrollar instrumentos psicométricos adaptados específicamente a la realidad regional. Esto permitirá medir con precisión las actitudes y comportamientos relacionados con el CC. En este contexto, el análisis de *invarianza de medida* es esencial para asegurar que un instrumento mida de manera equivalente las actitudes hacia el CC en diferentes grupos, como hombres y mujeres (Hair et al., 2010). La invarianza de medida se evalúa a través de varios niveles para garantizar que las diferencias observadas entre los grupos reflejen variaciones reales en las actitudes y no sesgos en la medición.

Diversos estudios han sugerido que las mujeres tienden a mostrar mayores niveles de preocupación y percepción del riesgo climático (Leiserowitz et al., 2013; McCright & Dunlap, 2011; Sapiains et al., 2024). Sin embargo, los resultados sobre las diferencias de género son mixtos, lo que

resalta la importancia de aplicar la invarianza de medida para asegurar que las diferencias detectadas reflejen verdaderas variaciones y no sean producto de limitaciones del instrumento.

El objetivo general del presente trabajo es analizar las propiedades psicométricas de la EACC en población chilena. Como objetivos específicos buscamos: a) evaluar la validez de contenido de la EACC a través de la revisión de expertos; b) analizar los estadísticos descriptivos de los ítems y sus índices de discriminación; c) confirmar la estructura factorial interna de la escala mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC); d) realizar un análisis de invarianza de medida para verificar la equivalencia de la escala entre hombres y mujeres; e) evaluar la validez convergente y la validez discriminante; y f) estimar la confiabilidad de la escala.

Método

Este estudio se ajusta a un diseño instrumental o psicométrico (Ato et al., 2013) y tiene como objetivo principal analizar las propiedades psicométricas de la EACC en una muestra de población chilena.

Participantes

Se empleó un muestreo no probabilístico por disponibilidad, con la participación de 800 adultos chilenos. De estos, el 54.1 % eran mujeres. Las edades de los participantes variaron entre 18 y 71 años, con una media de 26.44 años y una desviación estándar de 9.78. En relación con el nivel educativo, el 1.4 % (11 personas) reportó tener estudios primarios, el 65.9 % (527 personas) estudios secundarios y el 32.8 % (262 personas) señaló contar con estudios superiores.

En cuanto a los ingresos económicos, el 52.5 % (420 personas) manifestó tener un ingreso igual o inferior al salario mínimo de Chile,¹ el 18.9 % (151 personas) igual o menor a dos salarios mínimos y el 28.6 % (229 personas) igual o superior a tres salarios mínimos.

Instrumentos

EACC (Christensen & Knezek, 2015). Esta escala es autoadministrada y posee 15 ítems, con un formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos, que varía desde (1) *totalmente en desacuerdo* hasta (5) *totalmente de acuerdo*. La escala se divide en dos dimensiones principales:

- *Creencias*: Los primeros nueve ítems evalúan las creencias de los participantes en relación con el CC (por ejemplo: “Yo creo que nuestro clima está cambiando”).
- *Intención de conducta*: Los seis ítems restantes exploran la intención de los participantes de actuar frente al CC (por ejemplo: “No podemos hacer nada para detener el cambio climático global”).

Procedimientos

Para garantizar la calidad y validez de las mediciones en este estudio, se siguieron las directrices establecidas por la International Test Commission (2017). En el proceso de adaptación de la escala del inglés al español, los autores del presente trabajo participaron inicialmente en la revisión y ajuste de la traducción. Posteriormente, se contó con un traductor profesional para asegurar una adaptación semántica precisa y culturalmente apropiada, conforme a los estándares de equivalencia funcional recomendados. No se realizaron cambios significativos en el ajuste lingüístico para garantizar que los ítems mantuvieran su significado original en el nuevo contexto idiomático y cultural.

Posteriormente, se llevó a cabo una revisión de contenido con la ayuda de jueces expertos. Estos evaluaron los ítems de la escala según cuatro criterios fundamentales (Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez, 2008):

- *Suficiencia*: Los ítems deben ser suficientes para medir adecuadamente la dimensión que representan.
- *Claridad*: Los ítems deben ser fácilmente comprensibles, tanto en su estructura gramatical como en su significado.
- *Coherencia*: Los ítems deben estar lógicamente relacionados con la dimensión que se pretende medir.

¹ Desde el 1º de marzo de 2020 el monto bruto es de 318.000 pesos chilenos, equivalentes a 476.56 dólares americanos (Ley n.º 21.112).

- *Relevancia*: Los ítems deben ser esenciales y, por lo tanto, incluidos en la escala.

Cada uno de estos criterios fue evaluado en una escala de cuatro niveles: i) *no cumple*, ii) *bajo nivel*, iii) *moderado* y iv) *alto nivel*. Además, se añadieron observaciones cualitativas para enriquecer la evaluación de los ítems, siguiendo las recomendaciones de Cassepp-Borges et al. (2010).

Para este proceso evaluativo se contó con la colaboración de diez jueces expertos con formación posgradual y al menos cinco años de experiencia en docencia e investigación en el ámbito socioambiental (Tabla 1). De estos jueces, nueve eran hombres y una era mujer. Siete de ellos habían obtenido o estaban cursando un doctorado, mientras que los tres restantes poseían un título de magíster. Es crucial destacar que estos jueces no formaban parte del equipo de investigación y participaron de manera voluntaria y gratuita en el estudio.

Tabla 1

Características de los jueces evaluadores del contenido de la EACC

Juez	Disciplina	Institución	País
1	Doctor(c) en Sociología	Universidad Nacional de Rosario	Argentina
2	Magíster en Sociología	Universidad Andrés Bello	Chile
3	Doctor en Humanidades	Universidad Bío-Bío	Chile
4	Doctora en Ecología y Biología Evolutiva	Universidad Bío-Bío	Chile
5	Doctor en Geografía	Universidad Bío-Bío	Chile
6	Doctor en Psicología	Universidad Autónoma de Chile	Chile
7	Magíster en Psicología	Universidad de Atacama	Chile
8	Doctor en Biología	Universidad de Concepción	Chile
9	Magíster en Ingeniería Ambiental	WSP Ambiental	Chile
10	Doctor(c) en Geografía	Pontificia Universidad Católica	Chile

Con base en los criterios y evaluaciones previas, se realizó un estudio piloto de la escala adaptada con una muestra de 30 estudiantes universitarios chilenos. El objetivo de este piloto fue evaluar la aplicabilidad y viabilidad de la escala. Como resultado, se hicieron ajustes en las instrucciones, el formato de aplicación y el tiempo estimado para completar la escala, llegando así a su versión definitiva.

La aplicación de esta versión final se efectuó entre agosto y octubre de 2020, con una duración promedio de 20 minutos por participante. Los datos se recopilaron mediante formularios de Google, administrados por estudiantes universitarios previamente capacitados. Dadas las restricciones de movilidad impuestas por la pandemia de covid-19, los participantes fueron reclutados a través de redes sociales digitales. Los participantes dieron su consentimiento para participar en el estudio mediante la firma virtual de un formulario de consentimiento informado y no recibieron compensación alguna por su participación.

Consideraciones éticas

Este estudio forma parte del proyecto de investigación FOVI/ANID 230212 y ha recibido la aprobación del Comité de Ética de la Universidad Bío Bío. Se han seguido rigurosamente los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki para asegurar la confidencialidad y privacidad de todos los participantes. Antes de su participación se informó a los individuos acerca de los objetivos, procedimientos, posibles riesgos y beneficios asociados con el estudio. Se tomaron todas las precauciones necesarias para proteger el bienestar de los participantes y para asegurar que el estudio cumpla con los estándares éticos pertinentes.

Análisis de datos

Validez de contenido. Se analizó mediante el coeficiente de Kappa multirater marginal-libre de Randolph (2005), calculado mediante la fórmula de variación de Gwet (2010), a través de una calculadora en línea de Kappa (Randolph, 2008). Los valores del coeficiente oscilan entre 0 y 1 y se interpretan según los siguientes rangos de fuerza de concordancia: (a) .00 = pobre, (b) .10 – .20 = leve, (c) .21 – .40 = aceptable, (d) .41 – .60 = moderada, (e) .61 – .80 = considerable, y (f) .81 – 1.0 = casi perfecta (Landis & Koch, 1977).

Estadísticos descriptivos. Se examinaron los ítems a través del cálculo de estadísticos descriptivos univariados e índices de discriminación. Se utilizaron las correlaciones ítem-total

corregidas y el índice multivariado de Mardia (Hair et al., 2010; Mardia, 1970; Tabachnick & Fidell, 2013).

AFC. Se empleó el Método de Estimación de Mínimos Cuadrados Ponderados Ajustado a la Media y la Varianza (WLSMV por su sigla en inglés), recomendado para variables ordinales (Brown, 2015). La bondad de ajuste del modelo se evaluó utilizando varios índices: Chi-cuadrado (χ^2), Índice de Ajuste Comparativo (CFI > .95), Índice de Tucker-Lewis (TLI > .95), Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA < .06) y Residuo Cuadrático Medio Estandarizado (SRMR < .08), siguiendo las directrices de Hu y Bentler (1999). El análisis se realizó con el software R y la versión 0.6-9 del paquete lavaan (Rosseel et al., 2018).

Invarianza Factorial de Medición. La literatura actual en validación psicométrica enfatiza la necesidad de demostrar que el modelo de medida es independiente de las características de la muestra (Hair et al., 2010). Respecto de la influencia de la variable género en las actitudes hacia el CC, los hallazgos son mixtos (Beiser-McGrath & Huber, 2018; Zelezny et al., 2002). Para evaluar la invarianza, se adoptó un enfoque progresivo que comenzó con la invarianza configural, seguida de la métrica, la fuerte y, finalmente, la estricta, utilizando un análisis factorial confirmatorio multigrupo (Byrne, 2008; Chen, 2007). Se evaluaron las diferencias entre los modelos mediante las variaciones de los índices CFI (Δ CFI) y RMSEA (Δ RMSEA). Se considera que hay invarianza fuerte cuando Δ CFI \leq 0.01 y Δ RMSEA \leq 0.015 (Cheung & Rensvold, 2002).

Validez convergente y discriminante. Para la validez convergente, se espera que las cargas factoriales estandarizadas sean significativas y \geq 0.50 (Bagozzi et al., 1991; Hair et al., 2010). En cuanto a la validez discriminante, se debe verificar que la raíz cuadrada de la medida de varianza extraída (\sqrt{VME}) sea mayor que el cuadrado de las correlaciones entre dimensiones (Fornell & Larcker, 1981).

Confiabilidad. La confiabilidad se evaluó mediante el coeficiente alfa ordinal, apropiado para matrices policóricas (Domínguez-Lara, 2018), y el coeficiente de confiabilidad compuesta (CR). Valores de alfa ordinal y CR superiores a .70 se consideran indicativos de una confiabilidad adecuada (Gadernann et al., 2012).

Resultados

Validez de contenido interjuez

Se llevaron a cabo tres tipos de análisis de concordancia entre jueces para evaluar la validez del contenido. Estos análisis se enfocaron en: a) las dimensiones de la escala de evaluación; b) la concordancia entre diferentes pares de jueces evaluadores; y c) los criterios de evaluación empleados en el estudio.

En primer lugar, se observó que las dos dimensiones evaluadas mostraron coeficientes de concordancia de Kappa que oscilaron entre niveles considerables y casi perfectos, como se detalla en la Tabla 2.

Tabla 2

Coeficiente de concordancia para cada dimensión de la escala

Dimensión	Coeficiente free-marginal-kappa	IC 95 %	Fuerza de concordancia ¹
Creencias sobre el cambio climático	.82	.75 - .89	Casi perfecta
Intención de comportamiento	.78	.69 - .88	Considerable

Nota. Fuerza de concordancia, interpretación según Landis y Koch (1977).

En segundo lugar, la concordancia de Kappa entre los pares de expertos evaluadores alcanzó niveles casi perfectos tanto en la dimensión relacionada con las creencias como en la dimensión de intención de comportamiento (ver detalle en Apéndice A).

En tercer lugar, los resultados mostraron niveles de concordancia que varían según los diferentes criterios de evaluación: se obtuvo una concordancia aceptable en el criterio de suficiencia, considerable en coherencia, y casi perfecta en los criterios de relevancia y claridad (Tabla 3).

Tabla 3
Coeficiente de Kappa en los cuatro ámbitos de evaluación

Ámbitos	Coeficiente free-marginal-kappa	IC 95 %	Fuerza de concordancia
Suficiencia	.26	-.51 - .31	Aceptable
Coherencia	.76	.67 - .85	Considerable
Relevancia	.91	.85 - .98	Casi perfecta
Claridad	.83	.75 - .91	Casi perfecta

Finalmente, en el ámbito cualitativo, las observaciones realizadas por el panel de expertos llevaron a la decisión de conservar todos los ítems del instrumento. Además, se expresó satisfacción con respecto al formato de administración y su extensión.

Estadísticos descriptivos

En primer lugar, cabe destacar que no se encontraron datos faltantes en el conjunto de datos examinado. En segundo lugar, de los 15 ítems evaluados, 11 superaron el umbral de ± 2 en los valores de asimetría y curtosis univariada. Esta observación condujo a la potencial eliminación de los ítems 5 y 15, que mostraron valores de asimetría mayores a ± 3 , siguiendo los criterios de Tabachnick y Fidell (2013). En relación con el análisis de normalidad multivariada, el coeficiente de simetría se mantuvo dentro de los rangos aceptables; sin embargo, el coeficiente de curtosis no cumplió con las directrices establecidas por Mardia (1970). Esto indica la necesidad de utilizar estimadores y métodos de extracción robustos para el análisis factorial, conforme a las recomendaciones de Lloret-Segura et al. (2014). Finalmente, en cuanto a las correlaciones ítem-total, todas fueron positivas, tal como se muestra en la Tabla 4.

Tabla 4
Análisis exploratorio correspondiente a los ítems de la escala ($n = 800$)

Subescala/ítem	M(DE)	ASY	K	r _{it}
1. Yo creo que nuestro clima está cambiando	4.53(.86)	-2.59	7.56	.57
2. Me preocupa el cambio climático global	4.39(.79)	-1.82	4.69	.68
3. Yo creo que hay evidencia acerca del cambio climático global.	4.50(.76)	-2.29	7.08	.69
4. El cambio climático global impactará nuestro ambiente en los siguientes diez años.	4.47(.78)	-1.94	4.91	.60
5. El cambio climático global tendrá impacto en las futuras generaciones.	4.69(.71)	-3.33	13.01	.59
6. Las acciones de las personas pueden generar efectos positivos que disminuyen los efectos del cambio climático.	4.33(.82)	-1.59	3.29	.55
7. Las actividades humanas causan el cambio climático global.	4.30(.82)	-1.46	2.78	.58
8. El cambio climático tiene un efecto negativo en nuestras vidas.	4.39(.77)	-1.60	3.57	.62
9. No podemos hacer nada para detener el cambio climático global.	4.17(.96)	-1.30	1.52	.40
10. Frente al cambio climático, puedo poner de mi parte para hacer del mundo un mejor lugar para las futuras generaciones.	4.34(.81)	-1.71	4.07	.55
11. Es importante para mí saber sobre problemas y cuestiones ambientales.	4.26(.75)	1.20	2.65	.54
12. Pienso que la mayoría de las preocupaciones acerca de problemáticas ambientales han sido exageradas.	4.17(.96)	-1.37	1.81	.47

13. Las cosas que hago no tienen efecto en la calidad del medio ambiente.	3.78(1.04)	-.75	.07	.36
14. Es una pérdida de tiempo trabajar en soluciones para problemas ambientales.	4.53(.78)	-2.34	6.69	.46
15. No es mucho lo que puedo hacer que pueda ayudar a solventar problemáticas ambientales.	3.84(1.03)	-3.63	-.42	.44

Nota. K Mardia: 131.86, $p = .00$; ASY Mardia: 75.38, $p = 1.00$. ASY: coeficiente de asimetría; K: coeficiente de curtosis; rit: correlaciones ítem-escala total; K y ASY Mardia: coeficiente de curtosis y asimetría multivariada.

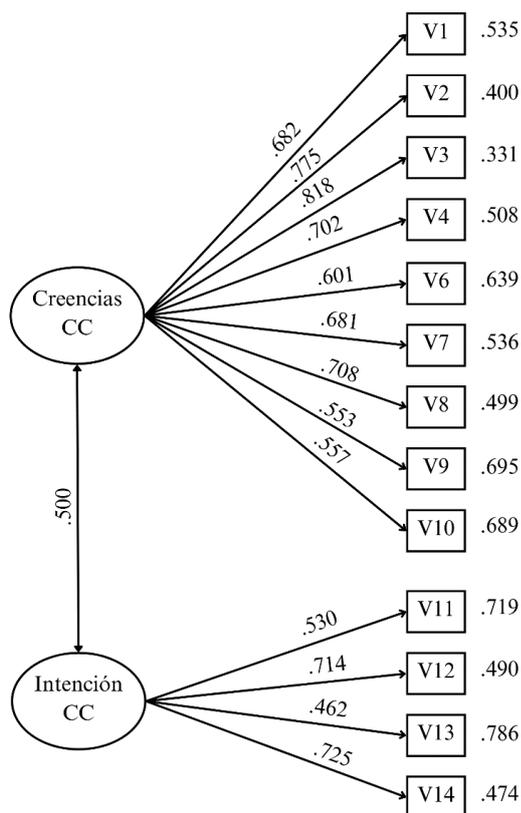
Análisis Factorial Confirmatorio

Inicialmente, se realizó un AFC con los 15 ítems originales y se obtuvo un ajuste insuficiente según los criterios de Hair et al. (2010). Los resultados fueron: $\chi^2(89) = 728.100$, $p = .000$; RMSEA = .095 (IC del 95 % = .088 - .101); TLI = .839; CFI = .864; y SRMR = .079. Por otro lado, los coeficientes de consistencia interna (α) fueron: $\alpha = .823$ para la subescala de creencias y $\alpha = .711$ para la subescala de intención, lo que sugiere una consistencia interna aceptable para creencias, pero marginal para intención.

Tras identificar los ítems 5 y 15 como problemáticos en la fase previa, se procedió a eliminarlos. El nuevo AFC mostró un mejor ajuste al modelo de dos factores: $\chi^2(78) = 2719.209$, $p = .000$; RMSEA = .046 (IC del 95 % = .039 - .053); TLI = .946; CFI = .955; y SRMR = .043 (Figura 1).

Figura 1

Resultados del AFC para la EACC ($n = 800$)



Se llevó a cabo un análisis de invarianza de medida para evaluar progresivamente la invarianza configural (M1), umbrales (M2) y cargas factoriales (M3), siguiendo a Wu y Estabrook (2016). Debido a la naturaleza ordinal de las variables, se utilizó el estimador robusto WLSMV (Brown, 2015). Los resultados del modelo base sin restricciones para ambos grupos (M1) se presentan en la Tabla 5 y muestran excelentes índices de ajuste (CFI = .947, RMSEA = .062, SRMR = .046). Este modelo sirvió como referencia para los modelos M2 y M3. En el modelo M2, que examina la invarianza de los umbrales,

se observaron buenos índices de ajuste (CFI = .945, RMSEA = .060, SRMR = .056) y cambios mínimos en comparación con M1, lo que respalda la invarianza de los umbrales. El modelo M3, que evalúa la invarianza de las cargas factoriales, también mostró buenos índices de ajuste (CFI = .942, RMSEA = .060, SRMR = .057), con diferencias mínimas respecto de M1, lo que indica la invarianza de las cargas factoriales. Para evaluar la invarianza estructural, se estableció un modelo adicional (M4) con varianzas factoriales iguales entre los grupos. Los valores obtenidos (CFI = .934, RMSEA = .061, SRMR = .062) no superaron las diferencias mínimas recomendadas, lo que sugiere que se cumple la invarianza estructural. En resumen, los análisis de invarianza mostraron buenos ajustes en los modelos evaluados, respaldando la invarianza de medida a nivel configural, umbrales y cargas factoriales.

Tabla 5*Análisis de invarianza factorial de sexo para actitudes*

Modelos	χ^2 (gl)	$\Delta\chi^2$	Δ gl	p	SRMR	CFI	RMSEA	Δ CFI*	Δ RMSEA*
Mujeres	148.622 (64)	-	-	.000	.050	.929	.055	-	-
Hombres	122.200 (64)	-	-	.000	.049	.944	.051	-	-
M1	367.04 (128)	-	-	-	.046	.947	.062	-	-
M2	396.25 (139)	13.789	11	.02449	.056	.945	.060	-.002	-.002
M3	419.30 (150)	23.495	11	.01504	.057	.942	.060	-.003	0
M4	488.04 (163)	21.544	13	.00628	.062	.934	.061	-.008	0.001

Nota. M1: Configuracional; M2: Métrica; M3: Fuerte; M4: Estricta.

Evidencia de validez discriminante, convergente y consistencia interna

En cuanto a la validez convergente, los resultados presentados en la Tabla 6 indican que todos los ítems mostraron cargas factoriales estadísticamente significativas y superiores a .5. Sin embargo, es importante destacar que el valor del Average Variance Extracted (AVE) se encontró por debajo del mínimo recomendado en ambos factores. A pesar de esto, se observó que las raíces cuadradas de la medida de varianza extraída (\sqrt{AVE}) fueron mayores que las correlaciones entre dimensiones.

Además, los coeficientes de confiabilidad compuesta (CR) y el coeficiente alfa ordinal alcanzaron valores levemente mejores en comparación con la estructura original de 15 ítems ($\alpha = .823$ para creencias y $\alpha = .711$ para intención de conducta), lo que refuerza la consistencia interna de las dimensiones evaluadas (Tabla 6).

Tabla 6*Índices de validez y confiabilidad correspondientes a las dimensiones de actitudes hacia el cambio climático*

	M	DT	AVE	\sqrt{AVE}	α	CR
1. Intención de comportamiento	4.08	.70	.39	.62	.75	.75
2. Creencias sobre CC	4.43	.56	.44	.67	.88	.89

Nota. Correlación entre el factor 1 y 2 ($r = .486$; $R^2 = 0.236$)

Discusión

Los resultados iniciales muestran que la EACC, aplicada a adultos chilenos, presenta una estructura factorial bidimensional con 13 ítems, alineada con la versión original. Los ítems 5 y 15 fueron excluidos debido a su pobre ajuste en el modelo estructural (SEM), problemas en la normalidad multivariada y bajos valores de consistencia interna en comparación con la versión ajustada final. Estos hallazgos deben interpretarse con cautela, ya que la eliminación de estos ítems podría modificar la conceptualización teórica original del instrumento (Carretero-Dios & Pérez, 2005). A pesar de ello, los resultados continúan respaldando la validez teórica de las actitudes, particularmente en las

dimensiones de creencias e intención de conducta, conforme a la teoría de Ajzen y Fishbein (1977) y otras investigaciones (Gifford, 2014; IPCC, 2018; Kollmuss & Agyeman, 2002; Maiteny, 2002).

El AFC evidenció un buen ajuste del modelo de 13 ítems, lo que refuerza la validez de la nueva estructura interna de la escala. Aunque se realizó un ajuste específico en el ítem 11, que pasó de la dimensión de *intención* a *creencias*, es importante continuar evaluando si este cambio mejora efectivamente la coherencia conceptual del modelo, dado que el ítem aborda aspectos cognitivos del conocimiento ambiental.

En relación con el análisis de invarianza, los resultados indicaron que la estructura de la escala y las cargas factoriales fueron consistentes entre hombres y mujeres. Esto sugiere que el instrumento mide de manera equivalente en ambos géneros, en línea con la literatura internacional (Beiser-McGrath & Huber, 2018), lo que respalda la validez de la escala en diferentes subgrupos.

Adicionalmente, se encontraron evidencias de validez convergente y discriminante. Aunque la varianza media extraída (AVE) fue ligeramente inferior al umbral recomendado, este hallazgo se ve compensado por el hecho de que las raíces cuadradas del AVE superaron las correlaciones entre los factores, lo que refuerza la validez discriminante del instrumento.

Finalmente, la escala demostró una fiabilidad adecuada en ambas dimensiones, con mejores valores que la versión original de 15 ítems. Esto confirma que la escala es una herramienta útil, precisa y confiable para medir actitudes hacia el CC.

Este estudio deja planteados varios aspectos para considerar en nuevas investigaciones. La revisión de la validez de contenido sugiere que, aunque la categoría de “suficiencia” alcanzó un valor aceptable, sería recomendable revisar más a fondo la cantidad y relevancia de los ítems en cada dimensión. Esto se vuelve especialmente importante tras la eliminación de los ítems 5 y 15, ya que puede haber afectado la cobertura completa de los constructos teóricos medidos por la escala. Este aspecto debe ser considerado en estudios posteriores para asegurar que la escala capture adecuadamente todas las facetas relevantes de las actitudes hacia el CC (Carretero-Dios & Pérez, 2005).

Desde un punto de vista metodológico, aunque la estructura obtenida es similar a la del modelo original (Christensen & Knezek, 2015), es crucial subrayar que se adoptaron diferentes decisiones estadísticas. En la investigación original se empleó el método de componentes principales para identificar “el número y composición de componentes necesarios para resumir las puntuaciones observadas en un conjunto grande de variables” (Lloret-Segura et al., 2014, p. 1153). En contraste, este estudio utilizó el análisis factorial, que “identifica el número y composición de los factores comunes necesarios para explicar la varianza común del conjunto de ítems analizados” (Lloret-Segura et al., 2014, p. 1152). Además, en lugar de utilizar el alfa de Cronbach, empleó coeficientes de confiabilidad compuesta y alfa ordinal, más apropiados para el análisis de variables categóricas ordinales de tipo Likert (Domínguez-Lara, 2018).

En cuanto a las limitaciones del estudio, es importante resaltar la posible falta de representatividad muestral, ya que el acceso a los participantes fue virtual, debido a las restricciones impuestas por el contexto pandémico. Esto podría haber reducido la heterogeneidad de la muestra. Futuras investigaciones deberían considerar la implementación de muestreos probabilísticos estratificados, que permitirían una mejor representación de la población ante el CC, incluyendo la variabilidad en aspectos relevantes como la territorialidad, diferenciando entre zonas urbanas y rurales (Peña-Garay & Sandoval-Díaz, 2024), y factores sociodemográficos como la edad y la tenencia de hijos (Sapiains et al., 2024). Otro aspecto a tener en cuenta es que la escala se aplicó en un único momento, lo que limita la evaluación de la fiabilidad temporal del instrumento y la obtención de información sobre la estabilidad del constructo a lo largo del tiempo. Finalmente, se recomienda la incorporación de mayores evidencias de validez, tales como la validez concurrente o predictiva, comparando las puntuaciones de la escala con otras variables relacionadas con las actitudes hacia el CC. Esto ayudaría a confirmar que el instrumento mide de manera efectiva lo que pretende y a establecer su relación con otras dimensiones relevantes, como la consciencia, la percepción de riesgo y el comportamiento proambiental.

En síntesis, los resultados de este estudio ofrecen un instrumento psicométrico adaptado y validado en español para evaluar las actitudes hacia el CC en adultos chilenos, lo que contribuye a disminuir la brecha psicométrica en la investigación latinoamericana (Forero et al., 2014; Reveco-Quiroz et al., 2022). La EACC, en su versión de 13 ítems, ha demostrado ser robusta, con evidencias adecuadas de validez de contenido, estructura interna e invarianza factorial según el género, lo que

asegura su aplicabilidad en diferentes subgrupos poblacionales. Además, presenta niveles adecuados de fiabilidad, lo que la convierte en una herramienta útil para futuros estudios en el ámbito de las ciencias del comportamiento. En particular, es relevante para evaluar distintas dimensiones psicosociales del CC en el contexto latinoamericano (Clayton, 2019, 2024; Corral-Verdugo, 2021; Medina-Arboleda, 2022; Vidal Cobo et al., 2021), así como para examinar estrategias de mitigación y adaptación al CC (Barrera-Hernández et al., 2021; Sandoval-Díaz et al., 2023; Sapiains & Ugarte, 2017a; Sierra-Barón & Millán-Otero, 2024). A pesar de estos avances, es necesario continuar con estudios que profundicen en la estabilidad temporal y la validación con otras variables relacionadas con el CC, a fin de fortalecer su aplicabilidad en investigaciones futuras.

Referencias

- Adger, W. N. (2001). Scales of governance and environmental justice for adaptation and mitigation of climate change. *Journal of International Development*, 13(7), 921-931. <https://doi.org/10.1002/jid.833>
- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 179-211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- Ajzen, I. (2002). Perceived behavioral control, self-efficacy, locus of control, and the theory of planned behavior. *Journal of Applied Social Psychology*, 32(4), 665-683. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2002.tb00236.x>
- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1977). Attitude-behavior relations: A theoretical analysis and review of empirical research. *Psychological Bulletin*, 84(5), 888-918. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.84.5.888>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059. <http://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Azócar, G., Billi, M., Calvo, R., Huneeus, N., Lagos, M., Sapiains, R., & Urquiza, A. (2021). Climate change perception, vulnerability, and readiness: inter-country variability and emerging patterns in Latin America. *Journal of Environmental Studies and Sciences*, 11(1), 23-36. <https://doi.org/10.1007/s13412-020-00639-0>
- 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>
- Barrera-Hernández, L. F., Corral-Verdugo, V., Echeverría-Castro, S. B., Sotelo-Castillo, M. A., & Ocaña-Zúñiga, J. (2021). Beliefs, perceived risk, obstacles and intention to act. An explanatory model for mitigation and coping behaviours regarding climate change. *PsyEcology*, 12(3), 1-19. <https://doi.org/10.1080/21711976.2020.1827660>
- Beiser-McGrath, L. F., & Huber, R. A. (2018). Assessing the relative importance of psychological and demographic factors for predicting climate and environmental attitudes. *Climatic Change*, 149(3), 335-347. <https://doi.org/10.1007/s10584-018-2260-9>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2ª ed.). Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8744>
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33705307.pdf>
- Cassepp-Borges, V., Balbinotti, M., & Teodoro, M. (2010). Tradução e Validação de Conteúdo: Uma Proposta para Adaptação de Instrumentos. En L. Pasquali (Coord), *Instrumentação psicológica: Fundamentos e Práticas* (pp. 506-520). ArtMed.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indices to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1203_7
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5

- Christensen, R., & Knezek, G. (2015). The Climate Change Attitude Survey: Measuring middle school student beliefs and intentions to enact positive environmental change. *International Journal of Environmental and Science Education*, 10(5), 773-788. <https://doi.org/10.12973/ijese.2015.276a>
- Clayton, S. (2019). Psicología y cambio climático. *Papeles del psicólogo*, 40(3), 167-173. <https://doi.org/10.23923/pap.psicol2019.2902>
- Clayton, S. (2024). A social psychology of climate change: Progress and promise. *The British Journal of Social Psychology*, 63(4), 1535-1546. <https://doi.org/10.1111/bjso.12749>
- Corral-Verdugo, V. (2021). Psychology of climate change. *PsyEcology*, 12(2), 254-282. <https://doi.org/10.1080/21711976.2021.1901188>
- 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>
- 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. https://gc.scalahed.com/recursos/files/r161r/w25645w/Juicio_de_expertos_u4.pdf
- Forero, E., Hernández, Y., & Zafra, C. (2014). Percepción latinoamericana de cambio climático: metodologías, herramientas y estrategias de adaptación en comunidades locales, una revisión. *Revista U.D.C.A Actualidad y Divulgación Científica*, 17(1), 73-85. <https://doi.org/10.31910/rudca.v17.n1.2014.942>
- Fornell, C. D., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 17(3), 1-13. <https://doi.org/10.7275/n560-j767>
- Gifford, R. (2014). Environmental psychology matters. *Annual Review of Psychology*, 65(1), 541-579. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010213-115048>
- Grothmann, T., & Patt, A. (2005). Adaptive capacity and human cognition: the process of individual adaptation to climate change. *Global Environmental Change*, 15(3), 199-213. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2005.01.002>
- Gwet, K. L. (2010). *Handbook of interrater reliability* (2ª ed.). Advanced Analytics.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2010). *Multivariate Data Analysis* (7ª ed.). Pearson-Prentice Hall.
- Hidalgo, M. C., & Pisano, I. (2010). Determinants of risk perception and willingness to tackle climate change. A pilot study. *PsyEcology*, 1(1), 105-112. <https://doi.org/10.1174/217119710790709595>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- International Test Commission. (2017). *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (2ª ed.). <http://www.InTestCom.org>
- Intergovernmental Panel on Climate Change. (2018). Global Warming of 1.5°C. An IPCC Special Report on the Impacts of Global Warming of 1.5°C Above Pre-Industrial Levels and Related Global Greenhouse Gas Emission Pathways, in the Context of Strengthening the Global Response to the Threat of Climate. https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/sites/2/2019/06/SR15_Full_Report_High_Res.pdf
- Intergovernmental Panel on Climate Change. (2022). *Climate Change 2022: Impacts, Adaptation, and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press. In Press. <https://doi.org/10.1017/9781009325844>
- Kollmuss, A., & Agyeman, J. (2002). Mind the gap: why do people act environmentally and what are the barriers to pro-environmental behavior? *Environmental Education Research*, 8(3), 239-260. <https://doi.org/10.1080/13504620220145401>
- 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>

- Leiserowitz, A., Maibach, E., Roser-Renouf, C., Feinberg, G., & Rosenthal, S. (2013). *Climate change in the American mind: Americans' global warming beliefs and attitudes in April 2013*. Yale University; George Mason University. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2298705>
- 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://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- McCright, A. M., & Dunlap, R. E. (2011). Cool dudes: The denial of climate change among conservative white males in the United States. *Global Environmental Change*, 21(4), 1163-1172. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2011.06.003>
- Maiteny, P. T. (2002). Mind in the gap: Summary of research exploring "inner" influences on pro-sustainability learning and behaviour. *Environmental Education Research*, 8(3), 299-306. <https://doi.org/10.1080/13504620220145447>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Masud, M. M., Akhtar, R., Afroz, R., Al-Amin, A. Q., & Kari, F. B. (2015). Pro-environmental behavior and public understanding of climate change. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 20(4), 591-600. <https://doi.org/10.1007/s11027-013-9509-4>
- Medina-Arboleda, I. F. (2022). Revisiones sobre la crisis climática en la psicología latinoamericana. *Acta Colombiana de Psicología*, 25(1), 5-6. <https://doi.org/10.14718/acp.2021.25.1.1>
- Medina-Arboleda, I. F., & Páramo, P. (2024). Declaraciones de asociaciones profesionales en Latinoamérica sobre el cambio climático. *Acta Colombiana de Psicología*, 27(2), I-X. <https://doi.org/10.14718/ACP.2024.27.2.0>
- Ministerio del Medio Ambiente de Chile. (2017). *Plan de Acción Nacional de Cambio Climático 2017-2022*. https://mma.gob.cl/wp-content/uploads/2017/07/plan_nacional_climatico_2017_2.pdf
- Ministerio del Medio Ambiente de Chile. (2018). *Encuesta Nacional de Medio Ambiente y Cambio Climático 2018*. Dirección de estudios sociales, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Nielsen, K. S., Clayton, S., Stern, P. C., Dietz, T., Capstick, S., & Whitmarsh, L. (2021). How psychology can help limit climate change. *American Psychologist*, 76(1), 130-144. <https://doi.org/10.1037/amp0000624>
- Peña-Garay, M., & Sandoval-Díaz, J. (2024). Representaciones sociales del cambio climático entre población urbana y rural de Chile. *Revista de Psicología (Santiago)*, 33(1), 77-91. <https://doi.org/10.5354/0719-0581.2024.71552>
- Randolph, J. J. (2005, octubre 14-15). *Free-marginal multirater kappa: An alternative to Fleiss' fixed-marginal multirater kappa* [Artículo presentado en el simposio]. Joensuu University Learning and Instruction Symposium, Joensuu, Finland.
- Randolph, J. J. (2008). *Online Kappa Calculator*. <http://justusrandolph.net/kappa/>
- Reveco-Quiroz, P., Sandoval-Díaz, J., & Alvares, D. (2022). Bayesian modeling for pro-environmental behavior data: sorting and selecting relevant variables. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment: Research Journal*, 36(11), 3961-3977. <https://doi.org/10.1007/s00477-022-02240-z>
- Rosseel, Y., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., Savalei, V., Merkle, E. & Chow, M. (2018). *Package 'lavaan'*. <https://cran.r-project.org/web/packages/lavaan/lavaan.pdf>
- Sandoval-Díaz, J., Díaz-Vargas, N., Flores-Jiménez, D., López-Salazar, C., & Bravo-Ferretti, C. (2024). Cambio climático y olas de calor sobre el bienestar subjetivo en jóvenes. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 22(1), 393-422. <https://doi.org/10.11600/rllcsnj.22.1.5926>
- Sandoval-Díaz, J., Navarrete Muñoz, M., & Cuadra Martínez, D. (2023). Revisión sistemática sobre la capacidad de adaptación y resiliencia comunitaria ante desastres siconnaturales en América Latina y el Caribe. *Revista de Estudios Latinoamericanos sobre Reducción del Riesgo de Desastres REDER*, 7(2), 187-203. <https://doi.org/10.55467/reder.v7i2.132>
- Sandoval-Díaz, J., Neumann, P., & Rey, R. (2021). Adaptación y validación preliminar de la Escala teoría cultural de cosmovisiones ambientales en población chilena. *CES Psicología*, 14(1), 16-35. <https://doi.org/10.21615/cesp.14.1.3>

- Sandoval-Obando, E., & Sandoval Díaz, J. (2024). *Psicología de las emergencias y desastres: Aportes y desafíos para el afrontamiento del cambio climático en América Latina*. Universidad Autónoma de Chile. <https://doi.org/10.32457/yb43yt53>
- Sapiains, R., Azócar, G., Palomo-Vélez, G., Ugarte, A. M., & Aldunce, P. (2024). Climate change perceptions in Latin America: From regional consensus to sociodemographic differences. *Population and Environment*, 46(4), 1-22. <https://doi.org/10.1007/s11111-024-00464-5>
- Sapiains, R., Azócar, G., Ugarte, A., & Romero Hernández, J. (2021). Chileans, climate change and the natural environment: An audience segmentation study. *Convergencia Revista de Ciencias Sociales*, 28, 1-32. <https://doi.org/10.29101/crcs.v28i0.15794>
- 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. <https://doi.org/10.16888/interd.2017.34.1.6>
- 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. <https://doi.org/10.16888/interd.2017.34.2.2>
- Schwartz, S. H. (1977). Normative influences on altruism. *Advances in Experimental Social Psychology*, 10, 221-279. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60358-5](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60358-5)
- Sierra-Barón, W., & Millán-Otero, K. L. (2024). ¿La psicología colombiana está afrontando el cambio climático? Reflexiones sobre los retos profesionales ante la urgencia mundial. *Acta Colombiana de Psicología*, 27(2), XVII-XXVII. <https://doi.org/10.14718/ACP.2024.27.2.01>
- Stern, P., Dietz, T., Abel, T., Guagnano, G., & Kalof, L. (1999). A value-belief-norm theory of support for social movements: The case of environmentalism. *Human Ecology Review*, 6(2), 81-97. <https://humanecologyreview.org/pastissues/her62/62sternetal.pdf>
- Swim, J., Clayton, S., Doherty, T., Gifford, R., Howard, G., Reser, J., Stern, P., & Weber, E. (2009). Psychology and global climate change: Addressing a multi-faceted phenomenon and set of challenges. A report by the American Psychological Association's Task Force on the Interface between Psychology and Global Climate Change. *American Psychological Association*, 66, 241-250
- Tabachnick, B., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6ª ed.). Pearson.
- Vidal Cobo, J. M., Vidal Mojena, M. A., & Villanueva Salinas, M. L. (2021). Repercusión del cambio climático en la salud psicológica. *Humanidades Médicas*, 21(1), 259-273.
- Wu, H., & Estabrook, R. (2016). Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika*, 81(4), 1014-1045. <https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>
- Zelezny, L. C., Chua, P. P., & Aldrich, C. (2002). Elaborating on gender differences in environmentalism. *Journal of Social Issues*, 56(3), 443-457. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00177>

Contribución de los autores (Taxonomía CRediT): 1. Conceptualización; 2. Curación de datos; 3. Análisis formal; 4. Adquisición de fondos; 5. Investigación; 6. Metodología; 7. Administración de proyecto; 8. Recursos; 9. Software; 10. Supervisión; 11. Validación; 12. Visualización; 13. Redacción: borrador original; 14. Redacción: revisión y edición.

J. S. D. ha contribuido en 1, 2, 3, 4, 5, 6, 8, 9, 13; O. A. S. en 1, 7, 10, 11, 12, 14; R. C. V. en 1, 7, 10, 11, 12, 14.

Editora científica responsable: Dra. Cecilia Cracco.

Apéndice A

Tabla A1

Coefficiente de concordancia por dimensión entre pares de jueces

Jueces	Dimensión	
	<i>Creencia sobre el cambio climático</i>	<i>Intención de comportamiento</i>
1-2*	0.86	1.00
1-3	0.76	0.86
1-4	0.81	1.00
1-5	0.76	0.93
1-6	0.71	0.58
1-7	0.76	0.86
1-8	0.57	0.72
1-9	0.86	1.00
1-10	0.81	0.93
2-3	0.90	0.86
2-4	0.95	1.00
2-5	0.90	0.93
2-6	0.86	0.58
2-7	0.90	0.86
2-8	0.71	0.72
2-9	1.00	1.00
2-10	0.95	0.93
3-4	0.86	0.86
3-5	0.81	0.79
3-6	0.76	0.44
3-7	0.81	0.72
3-8	0.67	0.58
3-9	0.90	0.86
3-10	0.86	0.79
4-5	0.86	0.93
4-6	0.81	0.58
4-7	0.86	0.86
4-8	0.67	0.72
4-9	0.95	1.00
4-10	0.90	0.93
5-6	0.76	0.51
5-7	0.81	0.86
5-8	0.71	0.72
5-9	0.90	0.93
5-10	0.90	0.93
6-7	0.76	0.44
6-8	0.67	0.58
6-9	0.86	0.58
6-10	0.81	0.51
7-8	0.62	0.72
7-9	0.90	0.86
7-10	0.86	0.93
8-9	0.71	0.72
8-10	0.71	0.79
9-10	0.95	0.93

Nota. * Número correspondiente a cada juez (juez 1, juez 2, juez 3, juez 4, juez 5, juez 6, juez 7, juez 8, juez 9, juez 10).